



# Contribution à l'analyse des déterminants du comportement d'exercice des porteurs de stock options : une étude empirique sur le marché Américain

Hamza BAHAJI \*

Université de Paris Dauphine, DRM Finance (CEREG)

Septembre 2009

## Résumé :

Cet article a pour objectif de contribuer à l'étude des déterminants du comportement des salariés quant à l'exercice de leurs stock options, en mettant en lumière de nouveaux déterminants du comportement d'exercice. Nous avons testé empiriquement trois familles de facteurs à savoir des facteurs économiques, des facteurs psychologiques et des facteurs caractéristiques de l'environnement de la prise de décision. Pour ce faire, nous avons utilisé un échantillon de 52 534 transactions d'exercice de stock options dans 12 multinationales cotées aux Etats Unis. Nos résultats sont cohérents avec les conclusions de la littérature empirique. Ils montrent en plus que l'horizon de détention des stock options est négativement corrélé au risque spécifique de l'entreprise et que le comportement d'exercice des salariés dénote d'une myopie résultant du biais de Comptabilité Mentale. Ces résultats confirment par ailleurs l'existence d'un lien entre le comportement d'exercice et l'enracinement des stock options dans la culture sectorielle de l'entreprise. Enfin, notre étude révèle que ce comportement est hétérogène dans le temps et d'une entreprise à l'autre.

**Mots clés :** Stock options, Comportement d'exercice, Facteurs psychologiques, Facteurs rationnels, Finance comportementale, Comptabilité Mentale.

## Abstract :

This paper aims to contribute to previous research on stock-option holders exercise behavior. It gives rise to new factors affecting behavior of stock-option holders. We used private data on 52 534 exercise transactions within 12 US listed companies. Our results are consistent with the empirical literature findings in that they show empirical evidence on underlying economic and psychological factors affecting exercise behavior. More specifically, we found that exercise is negatively linked to firm-specific risk. In addition, we document that exercise behavior is influenced by the stock-option anchorage in the industry culture of the firm. Moreover, exercise displays myopic behavior denoting mental accounting bias. Finally, it turns out that exercise behavior is heterogeneous over time and firms.

**Keywords:** Stock-options, Exercise Behavior, Psychological Factors, Rational Factors, Behavioral Finance, Mental accounting.

**JEL classification:** G30, J33, M52.

---

\* Doctorant DRM-Finance, Université de Paris Dauphine, Place du Général du Lattre de Tassigny, 75 775, Paris Cedex 16, France, E-mail: [hbahaji@yahoo.fr](mailto:hbahaji@yahoo.fr).

## 1. Introduction

**P**répondérantes dans l'élaboration des packages de rémunération des dirigeants en Europe comme aux Etats-Unis, les stock options sont considérées comme un instrument de rémunération incitative relativement simple à expliquer aux bénéficiaires et aligné sur les intérêts des actionnaires puisque basé sur la performance boursière. En 2004, les stock options représentaient à elles-seules aux Etats Unis 31% environ de la rémunération des dirigeants des entreprises du Fortune 100. Elles constituaient par ailleurs environ 80% de la rémunération à long terme des dirigeants des entreprises européennes dans la même année<sup>1</sup>.

Nonobstant son succès grandissant, l'instrument de stock options est remis en cause de plus en plus actuellement. Il est remplacé au cœur du débat actuel sur la gouvernance d'entreprise. Par ailleurs, l'introduction des normes comptables IFRS-2 et SFAS 123R, a éveillé la sensibilité des investisseurs et des actionnaires au coût économique des stock options. De plus, ces normes ont remis à la surface le problème de la perception par le dirigeant de la valeur économique de ces instruments et pose ainsi avec acuité les questions relatives à leur caractère incitatif et à l'estimation de leur juste valeur.

L'ultime objectif d'incitation à la performance, au travers de la rémunération incitative à base de stock options, est éminemment lié à la juste évaluation de celles-ci compte tenu des préférences de risque des salariés. Cet objectif reposerait alors sur la bonne appréhension du comportement d'exercice de ces derniers.

La littérature académique a porté beaucoup d'intérêt à la problématique du comportement d'exercice des porteurs de stock options. Ainsi, depuis le début des années 90, plusieurs recherches ont traité de cette problématique (Lambert *et al.*, 1991; Huddart et Lang, 1996; Carpenter, 1998; Heath *et al.*, 1999; Hall et Murphy, 2000, 2002; Bettis *et al.*, 2005). La plupart d'entre elles montrent que le comportement d'exercice est dicté par un mix complexe de facteurs économiques et de facteurs psychologiques. Cette littérature ne compte par ailleurs que très peu d'études empiriques portant sur les facteurs psychologiques. La rareté de ces études empiriques est principalement due à la difficulté d'accès aux données détaillées sur l'exercice des stock options. En France par exemple, peu d'entreprises disposent de données historiques car la majorité des plans de stock options attribués n'ont jamais été exercés à cause de l'évolution négative du cours des actions sous-jacentes. De plus, du fait de leur confidentialité, rares sont les entreprises qui acceptent de divulguer ce type de données.

---

<sup>1</sup> Recueils de la table ronde "Actions gratuites: mort annoncée des stock options", Université de Paris Dauphine - Cabinet Hewitt Associates, 2005.

Notre étude s'inscrit dans le cadre de ce champ de recherche et se focalise sur les déterminants du comportement d'exercice des salariés. Elle a pour objectif général de contribuer à l'étude empirique de cette problématique, en introduisant de nouveaux déterminants non explorés auparavant dans la littérature, et en se basant sur un large échantillon de données. Elle tente plus particulièrement de compléter les travaux antérieurs sur les déterminants psychologiques du comportement d'exercice en apportant un éclairage supplémentaire sur certains de ces facteurs.

Nous avons identifié dans le cadre de cette étude trois familles de facteurs déterminant le comportement d'exercice des salariés :

- des facteurs économiques (ou rationnels) : ces déterminants sont issus du cadre théorique fondé sur la théorie de l'utilité espérée (Lambert *et al.*, 1991 ; Hall et Murphy, 2000, 2002). Ils décrivent le comportement d'exercice d'un agent averse au risque, dont les préférences sont formulées conformément au principe de maximisation de l'espérance d'utilité. Quatre facteurs ont été ainsi étudiés, à savoir : le coût de l'exercice anticipé, l'exposition de la richesse du salarié au risque spécifique de l'entreprise, le coût de portage des options et le risque de l'entreprise. L'apport de notre étude à ce niveau consiste en la mise en évidence empirique d'une relation entre le comportement d'exercice des salariés et le risque spécifique de leur entreprise pour lequel nous avons proposé une nouvelle mesure ;
- des facteurs psychologiques : il s'agit de trois biais psychologiques caractérisant le comportement décisionnel des individus. Ces facteurs ont été empruntés à la littérature portant sur la psychologie comportementale. Ainsi, outre les facteurs déjà étudiés dans la littérature, tels que le facteur lié au biais de l'ancrage et celui se rapportant à la manière dont les anticipations sont formulées à partir des tendances, nous avons introduit un facteur représentant une conséquence du biais de Comptabilité Mentale.
- des facteurs contextuels : ce sont des facteurs macro, caractéristiques du contexte et de l'environnement dans lesquels le salarié est amené à gérer ces stock options. Parmi les quatre facteurs étudiés, nous nous sommes particulièrement focalisés sur la contingence du comportement d'exercice à l'enracinement des stock options dans la culture sectorielle de l'entreprise.

Nous avons testé empiriquement les différents facteurs identifiés en nous basant sur un échantillon de 52 534 transactions d'exercice, effectuées par 7 125 salariés appartenant à 12 multinationales cotées aux Etats Unis. Cet échantillon compte par ailleurs 9 secteurs d'activité. Pour ce faire nous avons utilisé deux modèles de régressions différents :

- un modèle individuel explicatif de l'horizon de détention des stock options. Ce modèle a pour objectif d'étudier le comportement individuel des optionnaires en tenant compte de certains

facteurs caractéristiques de la situation du salarié, tels que son rang hiérarchique et son niveau de diversification ;

- un modèle agrégé expliquant l'intensité des levées d'options mensuelles au niveau des entreprises. Il a pour objectif d'analyser les déterminants du comportement d'exercice des salariés en tenant compte de l'hétérogénéité de ce comportement à la fois dans sa dimension temporelle qu'au niveau des entreprises.

Les résultats obtenus par les deux modèles sont globalement cohérents et confirment la majorité de nos hypothèses de recherche. Ainsi, en ligne avec les conclusions de plusieurs études empiriques dans la littérature (Huddart et Lang, 1996; Heath *et al.*, 1999; Bettis *et al.*, 2005), nos résultats confirment que le comportement d'exercice dépend aussi bien de facteurs rationnels que de facteurs psychologiques. De surcroît, notre travail complète la littérature existante en mettant en lumière de nouveaux déterminants du comportement d'exercice. Plus particulièrement, notre étude montre que l'horizon de détention des stock options est négativement corrélé au risque spécifique de l'entreprise. Nos résultats montrent également que le comportement d'exercice des salariés dénote d'une myopie qui serait une conséquence du biais de Comptabilité Mentale. Enfin, nos résultats révèlent l'existence d'un lien entre le comportement d'exercice et l'enracinement des stock options dans la culture des employé émanant de l'activité exercée par leur entreprise.

Nous allons dans un premier temps passer en revue les principales études portant sur la problématique du comportement d'exercice, ce qui nous conduira par la suite à développer les hypothèses de recherche que nous nous proposons de vérifier empiriquement. En second lieu, nous exposerons la méthodologie de recherche retenue ainsi que les conclusions de notre étude empirique.

## **2. Les déterminants du comportement d'exercice**

### **2.1. Revue de la littérature**

Il est bien établi dans la littérature que la richesse des dirigeants est significativement exposée au risque spécifique à leur entreprise. En effet, une partie importante de la richesse du dirigeant est investie dans l'entreprise sous forme d'actifs tangibles, à savoir les titres ou les stock options qu'il détient, ou sous forme de capital humain matérialisé par le savoir faire spécifique à son poste. Les dirigeants sont ainsi potentiellement exposés à une problématique de diversification de leur risque. Cette problématique est d'autant plus accentuée par le caractère incessible des stock options qu'ils portent et des restrictions portant sur la couverture de celles-ci. Ces restrictions concernent notamment la vente à découvert des titres de l'entreprise, aussi bien directe qu'indirecte via des instruments dérivés négociés sur le marché. Elles impliquent donc que la valeur qu'un dirigeant attribue à ses stock options est dictée par ces anticipations et ces préférences de risque. Par conséquent, le dirigeant ne

valoriserait pas ces options en étant neutre au risque, tel que postulé dans le modèle de Black-Scholes (1973) et Merton (1973), (BSM ci-après), qui postule par ailleurs une parfaite liquidité de l'option et la possibilité de sa couverture au travers de la vente à découvert d'une quantité donnée du titre sous-jacent. Ce cadre est bien entendu adapté du point de vue de l'émetteur de l'option, à savoir les actionnaires de l'entreprise. La valeur BSM des stock options reflète ainsi le coût d'opportunité pour l'actionnaire résultant de leur attribution aux dirigeants (i.e. valeur objective).

Contrairement, à cause des restrictions portant sur la couverture et la cession de leurs stock options, les dirigeants les valoriseraient d'une manière « subjective ». Or, tel que montré par Huddart (1994), le comportement du dirigeant quant à l'exercice de ses options est éminemment lié à la valeur qu'il leur attribue. Ainsi, plus la valeur subjective est faible plutôt l'option sera exercée. Ce comportement décisionnel est par ailleurs déterminé par plusieurs facteurs décrivant les anticipations et les préférences du dirigeant. La littérature empirique portant sur l'étude de ces facteurs est restreinte. Quant à la littérature théorique qui sous-tend ces travaux empiriques, elle demeure partagée entre deux courants. Le premier, issu de la théorie de l'utilité espérée, prône la rationalité parfaite du dirigeant. Le deuxième, postulant la rationalité limitée du dirigeant, puise quant à lui son cadre théorique dans la psychologie comportementale. Nous faisons dans les paragraphes suivants une revue des principaux travaux issus de cette littérature.

#### 2.1.1. Rationalité parfaite et comportement d'exercice.

##### 2.1.1.1. Les modèles théoriques

L'article de Lambert *et al.* (1991) fait partie des travaux précurseurs dans ce champ de recherche. Il s'agit en effet du premier travail ayant proposé un cadre théorique fondé sur la théorie de l'utilité espérée pour traiter la problématique de la valorisation d'un instrument de rémunération incitative du point de vue du dirigeant. Ce travail replace cette problématique dans le cadre de la théorie de l'agence en rappelant que les imperfections du marché créent une divergence entre la perspective actionnariale et la perspective managériale quant au contrat de rémunération. Ce dernier est défini par les auteurs comme étant une somme de cash-flows certains telle que le dirigeant sera indifférent entre recevoir ce montant ou recevoir le montant aléatoire généré par le contrat de rémunération. Cette définition s'appuie ainsi sur le principe de « l'équivalence certaine ». En se basant sur ce principe, les auteurs modélisent la richesse du dirigeant comme une somme de trois composantes :

- Un contrat générant des cash-flows en fonction d'une mesure de performance de l'entreprise ;
- Une somme constante ne dépendant pas de cette mesure de performance ;
- Une richesse proportionnelle à cette mesure de performance.

En partant de ce cadre, ils démontrent que la valeur subjective du contrat de rémunération dépend de la fraction de la richesse du dirigeant investie dans l'entreprise (i.e. niveau de corrélation de sa richesse avec la mesure de performance conditionnant les cash-flows de son contrat de rémunération) et de son aversion au risque. Afin d'illustrer ce résultat, ils proposent une application numérique au cas des stock options en supposant ainsi que le dirigeant est risque averse, qu'il soit doté d'une fonction d'utilité de type puissance et que la distribution du cours de l'action sous-jacente est log-normale.

Cet article fondateur a été relayé par ceux de Hall et Murphy (2000, 2002). Les deux chercheurs ont repris le même modèle théorique pour étudier quelques aspects incitatifs des contrats de stock options. Leurs résultats confirment les conclusions de Lambert *et al.* (1991). Ils montrent ainsi que la valeur subjective de l'option et, par conséquent, le comportement d'exercice du dirigeant, dépendent de son aversion au risque, de sa richesse et de la taille du portefeuille des titres de l'entreprise qu'il possède.

Le cadre théorique introduit par Lambert *et al.* (1991) a été repris également dans plusieurs autres études, notamment celles qui avaient pour objet de modéliser le coût des stock options pour les actionnaires (Marcus et Kulatilaka, 1994; Carpenter, 1998; Bettis *et al.*, 2005). En effet, ces travaux proposaient des modèles de juste valeur des stock options en recourant à une modélisation du comportement d'exercice des porteurs fondée sur le modèle théorique précité. D'autres travaux plus récents, fondés sur le même cadre théorique, proposent de nouvelles approches afin de représenter notamment le phénomène de l'étalement de l'exercice des stock options sur plusieurs transactions (Henderson, 2006), ou d'inférer les barrières de cours d'exercice optimaux (Carpenter *et al.*, 2006).

#### 2.1.1.2. Les études empiriques

Le cadre théorique rappelé plus haut a apporté un premier éclairage sur les stimuli rationnels de la décision d'exercice du porteur de stock options (optionnaire ci-après) et des facteurs économiques qui en découlent pouvant influencer ce comportement décisionnel. Peu d'études empiriques se sont consacrées à l'analyse de ces déterminants économiques. La rareté de ces études s'explique par la difficulté d'accès à des données détaillées sur l'exercice des stock options, voir même leur indisponibilité. Ainsi, la majorité de ces travaux se sont heurtés aux problèmes liés à l'exhaustivité des données (i.e. peu d'informations concernant les optionnaires et les caractéristiques des stock options exercées). Les échantillons utilisés sont parfois de petites tailles ou peu représentatifs de la population des optionnaires (i.e. limités à une seule entreprise ou concentrés sur un secteur d'activité particulier ou une seule catégorie d'employés).

Ceci est le cas par exemple de l'étude de Hemmer *et al.* (1996). Cette étude porte sur un échantillon de 110 transactions d'exercice par 74 hauts dirigeants, dans 64 différentes entreprises, pendant l'année 1992. Les auteurs constatent que la majorité des options constituant leur échantillon

ont été exercées par anticipation. Ils relèvent par ailleurs une corrélation positive entre le risque non couvert de l'option (i.e. la variance des rendements de l'action sous-jacente) et l'envergure des levées anticipées. Ce résultat confirmerait alors l'hypothèse que les optionnaires averses au risque exerceraient par anticipation afin de se diversifier.

En se basant sur un échantillon de taille plus importante (1 263 observations), Core et Guay (2001) ont étudié les transactions d'exercice annuelles de stock options entre 1994 et 1997 par une population non managériale de salariés dans 756 entreprises. Leurs résultats montrent que le nombre d'exercice est plus important quand la valeur intrinsèque de l'option représente une fraction importante de sa valeur économique (i.e. valeur BSM). Ceci explique que le comportement d'exercice des salariés intègre le coût d'opportunité résultant de l'exercice anticipé des options (i.e. la valeur temps sacrifiée).

Cette conclusion a été corroborée par les résultats de Bettis *et al.* (2005). Les données utilisées par ces chercheurs - comprenant 141 120 transactions d'exercice entre janvier 1996 et décembre 2002 dans 3 966 entreprises - font état d'exercices à des niveaux de cours significativement dans la monnaie (le ratio valeur intrinsèque /valeur BSM au moment de l'exercice est de 90% à la médiane). En outre, conformes aux résultats de Hemmer *et al.* (1996), ceux obtenus dans l'étude de Bettis *et al.* (2005) montrent que plus la volatilité du cours de l'entreprise est élevée, plutôt les salariés exercent leurs options. Ils montrent également que, contrairement au niveau des liquidités de l'entreprise, le niveau de dividende et la performance inattendue du titre de l'entreprise – mesurée par l'alpha de Jensen - motivent l'exercice anticipé. Enfin, les auteurs constatent que les directeurs exécutifs ont tendance à conserver leurs options plus longtemps, particulièrement dans les industries pharmaceutique et de manufacturière.

#### 2.1.2. Rationalité limitée et comportement d'exercice : les biais psychologiques

Depuis les travaux fondateurs de Kahneman et Tversky (1979, 1984), plusieurs études expérimentales, s'appuyant sur la psychologie comportementale, ont révélé des biais cognitifs dans le comportement décisionnel des agents économiques. Ces travaux ont conclu ainsi à une rationalité contingente (ou conditionnelle) de ces derniers due à leurs préférences et/ou à leurs anticipations erronées (*mistaken beliefs*). Ce courant de recherche c'est avéré particulièrement fertile dans l'explication des inefficiences avérés des marchés financiers. Aussi, est-il établi que le comportement des agents économiques face à des choix d'investissements peut être emprunt de biais<sup>2</sup>. Ces choix peuvent porter aussi bien sur la cession ou l'acquisition d'actifs financiers que l'exercice d'options d'achat ou de vente inscrites sur ces actifs. Tel est le cas par exemple des décisions relatives à l'exercice des stock options.

---

<sup>2</sup> Pour une revue de la littérature voir Barberis N. et Thaler R. (2003) et Hirshleifer D. (2001).



Huddart et Lang (1996) furent les premiers à avoir exploré les déterminants psychologiques du comportement d'exercice des optionnaires. Pour ce faire, ils ont étudié un échantillon de transactions d'exercice de stock options par environ 50 000 salariés dans 8 différentes sociétés. Ils ont constaté que la majorité des salariés lèvent assez tôt leurs options, concédant ainsi une part substantielle de la valeur économique de celles-ci. Le principal apport de leur travail demeure la mise en évidence de biais psychologiques dans le comportement d'exercice des optionnaires. En effet, les deux auteurs constatent une dépendance de la magnitude des transactions d'exercice et des fluctuations récentes du cours de l'action, ce qui dénote d'une tendance des optionnaires à se référer à des points d'ancrage pour exercer, tel que prédit par la théorie des perspectives.

Cette conclusion a été corroborée ultérieurement par l'étude de Heath *et al.* (1999) dont les apports n'en demeurent pas moins importants. Afin de confronter deux modèles comportementaux, les auteurs ont étudié deux familles de déterminants du comportement d'exercice des optionnaires. La première famille de déterminants, à savoir le besoin de liquidité et le besoin de diversification, est issue de la théorie de l'utilité. La deuxième famille comporte des facteurs liés à deux biais psychologiques :

- Les anticipations biaisées : les optionnaires, anticipant un retour à la moyenne du cours à court terme et une persistance de la tendance à long terme, exerceraient leurs options par anticipation à mesure que la performance à court terme est élevée et que la performance à long terme est faible ;
- L'ancrage : les optionnaires définiraient des points d'ancrage en se référant à l'évolution du cours sur l'année précédente. Ainsi, ils exerceraient leurs options en se référant à ces points.

Ces hypothèses ont été testées sur un échantillon de transactions d'exercice entre 1985 et 1994 concernant 50 000 salariés de 7 sociétés cotées, dont 4 appartenant au secteur des nouvelles technologies. Les informations contenues dans ces données reflètent une tendance des salariés à exercer en se référant au cours maximum sur l'année qui précède l'exercice. Ce résultat corrobore les conclusions d'études antérieures selon lesquelles les agents gèrent leurs investissements à un horizon d'un an environ. Les auteurs constatent également que la valeur temps sacrifiée lors de l'exercice des options est substantielle (de l'ordre de 25% de la valeur économique de l'option). Ils relèvent par ailleurs une dépendance significative de l'activité d'exercice par rapport à l'évolution du cours à court terme et à long terme. Ceci confirme l'hypothèse selon laquelle les anticipations relatives à ces évolutions sont des déterminants de l'exercice.

Outre les déterminants psychologiques, Massey (2003a) a étudié l'influence de facteurs démographiques sur le comportement d'exercice des optionnaires. L'auteur disposait de données détaillées sur les exercices de stock options d'une entreprise du Fortune 100. Il disposait également



des caractéristiques démographiques de la population des optionnaires telles que l'âge, le niveau d'éducation, le sexe, le niveau hiérarchique, l'expérience avec les stock options et l'enveloppe de rémunération. Comme dans les deux études précédentes, les résultats de cette étude confirment la dépendance du comportement d'exercice de la performance à court terme de l'action. De plus, ils montrent que ce comportement est corrélé à la volatilité de l'action et à l'expérience des individus avec les options. En revanche, les caractéristiques démographiques des optionnaires ne semblent pas influencer leur comportement d'exercice.

Plusieurs études dans la lignée des travaux précédents, ont confirmé la présence de biais dans le comportement d'exercice des optionnaires (Core et Guay, 2001; Misra et Shi, 2005; Armstrong *et al.*, 2006; Sautner et Weber, 2005). L'étude empirique de Sautner et Weber (2005) se distingue par la particularité de l'éclairage porté sur certains de ces biais comportementaux, jamais explorés dans la littérature. En plus de facteurs rationnels - à savoir l'aversion au risque du salarié, sa richesse, sa diversification, son besoin de liquidité et la spécificité du capital humain de l'entreprise - les auteurs ont étudié l'influence de trois biais psychologiques : l'optimisme, l'excès de confiance et la Comptabilité Mentale. Pour ce faire, les auteurs ont exploité deux types de données :

- des données historiques détaillées relatives aux transactions d'exercice d'un plan de stock options attribué à 70 directeurs exécutifs d'une grande société Allemande entre juillet et août 2000. Ces transactions s'étalent sur la période allant du 30 mai 2003 au 16 septembre 2004. L'attribution de ce plan a été subordonnée à l'acquisition préalable du titre de l'entreprise par les bénéficiaires. Le plan dénote d'une caractéristique typiquement allemande : les options sont exerçables uniquement pendant 9 périodes dites fenêtres d'exercices (*blackout exercise periods*). De plus, les salariés n'avaient le droit qu'à une seule transaction par période. Ceci signifie que si les salariés décident d'exercer pendant une période donnée, il est probable qu'ils exercent toutes leurs options à la fois ;
- des données descriptives obtenues à partir de questionnaires administrés à tous les attributaires de stock options. Ces questionnaires visent à collecter des informations relatives notamment aux caractéristiques de la population des optionnaires, leurs anticipations et leurs préférences de risque, ainsi que l'usage fait des actions acquises via l'exercice de leurs options. Un taux de participation de 69% a été obtenu.

Les auteurs constatent ainsi que la majorité des salariés (65% de la population) exercent leurs options par anticipation et cèdent aussitôt les actions issues de l'exercice de ces options. En revanche, ils disposent différemment des actions acquises en vue de l'éligibilité au plan de stock options. Ces dernières ne sont pas aussi rapidement liquidées que celles acquises de l'exercice des options. Ceci dénote de la présence du biais comportementale de Comptabilité Mentale dans la mesure où, bien qu'il s'agisse du même actif, les salariés considèrent séparément les titres qu'ils ont acquis de l'exercice et ceux qu'ils ont achetés. De plus, l'absence de corrélation entre la cession de ces derniers et l'exercice

anticipé peut signifier que l'exercice des options n'est pas motivé par un besoin de liquidités. Par ailleurs, les auteurs remarquent que les salariés sous-estiment la volatilité des marchés financiers ainsi que celle du titre de l'entreprise. Ceci révèle un biais comportemental d'excès de confiance. Ce biais est plus prononcé dès lors qu'il s'agisse du titre de l'entreprise. De surcroît, les salariés se montrent plus optimistes quant à l'évolution du cours futurs de l'action de l'entreprise. Les auteurs expliquent ceci par le biais de « familiarité », dans le sens où les salariés estiment que les valeurs auxquelles ils sont familiers - le titre de l'entreprise en l'occurrence - ont plus de chance de générer des rendements élevés. D'autre part, les résultats montrent que la grande majorité des salariés ont un horizon de détention d'options très court (94% des salariés interrogés ont un horizon de 3 mois à 1 an). Enfin, cette étude montre que, ni le niveau d'aversion au risque, ni la proportion de la richesse investie dans l'entreprise n'influencent le comportement d'exercice. Il en va de même pour la caractéristique du capital humain mesurée par l'ancienneté des salariés. Les auteurs constatent cependant que les salariés avec un niveau supérieur de richesse - approximé par le nombre de stock options attribuées - ont tendance à conserver plus longtemps leurs options.

Analysant une large base de données d'exercice de stock options effectués par plus de 16 000 dirigeants appartenant à des sociétés américaines, l'étude empirique de Klein et Maug (2008) montrent également des résultats peu concluant concernant l'influence des facteurs rationnels issus du cadre de la théorie de l'utilité espérée. Les auteurs aboutissent en revanche à des résultats statistiques très significatifs prouvant la dominance de déterminants comportementaux, à savoir la formulation biaisée des anticipations, l'ancrage et le sentiment des salariés concernant le prix des actions de leurs entreprises.

## **2.2. Hypothèses de recherche**

Nous allons développer dans cette section les hypothèses de recherche que nous nous proposons de vérifier empiriquement. Ces hypothèses sont liées aux trois familles de déterminants du comportement d'exercice que nous avons identifiées: les facteurs économiques (ou rationnels), les facteurs psychologiques et les facteurs inhérents à l'environnement de la prise de décision. Dans un premier temps, nous analyserons quelques déterminants rationnels du comportement d'exercice issus du cadre théorique de l'utilité espérée. Les facteurs psychologiques seront abordés dans un deuxième temps. Enfin, nous développerons les hypothèses relatives aux facteurs liés à l'environnement de la prise de décision d'exercice.

### **2.2.1. Facteurs économiques**

#### **2.2.1.1. Coût d'opportunité dû à l'exercice anticipé**

Un optionnaire averse au risque exercerait par anticipation la totalité ou une partie de ses options qui sont dans la monnaie afin de diversifier son risque, sacrifiant ainsi la valeur temps des options. Un

besoin de liquidité pourrait également le conduire à exercer par anticipation et céder aussitôt la totalité des actions acquises (Ofek et Yermack, 2000). Or, sa rationalité postulée l'empêcherait de lever ses options si la valeur temps sacrifiée est supérieure au coût d'accès aux liquidités sur le marché (i.e. coût de financement) ou au coût du risque diversifié (Heath *et al.*, 1999). Quelles que soient les motivations d'exercice, l'optionnaire rationnel aura tendance à exercer lorsque la valeur temps sacrifiée (i.e. le coût d'opportunité de l'exercice) est la plus faible possible (Bettis *et al.*, 2005; Huddart et Lang, 1996; Heath *et al.*, 1999). Ceci nous conduit à formuler l'hypothèse suivante :

**H1.1 : Plus le ratio de la valeur intrinsèque sur la valeur économique de l'option est proche de l'unité, plus les optionnaires auront tendance à lever leurs options exerçables<sup>3</sup>, toute chose étant égale par ailleurs.**

#### 2.2.1.2. Exposition au risque spécifique de l'entreprise

Le salarié sous-évalue ses stock options par rapport au marché en raison de l'absence de diversification qu'il se voit subir (Hall et Murphy, 2000, 2002; Lambert *et al.*, 1991). En effet, ses rémunérations fixe et variable sont totalement dépendantes de la situation de l'entreprise. S'il est rationnel et averse au risque, il ne devrait détenir aucune action de son entreprise et investir sa richesse exclusivement dans un portefeuille diversifié. Or l'idée même des rémunérations incitatives est de contraindre le dirigeant à une exposition au risque spécifique à l'entreprise. Pour accepter de supporter ce risque, le salarié exigerait une prime, d'autant plus élevée que son patrimoine est peu diversifié. Ainsi, comme le démontre Hall et Murphy (2000, 2002) et Lambert *et al.* (1991), la valeur subjective des stock options baisse avec l'augmentation de la proportion de la richesse du salarié investie dans l'entreprise, y compris le capital humain que constitue le savoir faire qu'il a réussi à développer dans son poste. Par conséquent, celui-ci tendrait à exercer par anticipation à mesure que son exposition au risque de l'entreprise est importante. D'où l'hypothèse de recherche suivante :

**H1.2 : Toute chose étant égale par ailleurs, plus la proportion de la richesse du salarié investie dans l'entreprise est importante, plus ce dernier aura tendance à lever ses options exerçables par anticipation.**

#### 2.2.1.3. Le risque de l'entreprise

La valeur attribuée par le salarié à ses stock options étant négativement corrélée à son aversion au risque (Hall et Murphy, 2000, 2002; Lambert *et al.*, 1991), ce dernier pourrait sacrifier une partie importante de leur valeurs en les exerçant par anticipation, si le risque de l'action, reflété dans sa

---

<sup>3</sup> Il est entendu par stock options exerçables toutes les options définitivement acquises par l'employé (i.e. *vested*) et dans la monnaie (i.e. *in-the-money*).

volatilité, est assez important. Rappelons que plusieurs travaux ont montré empiriquement que l'exercice anticipé est positivement lié à la volatilité du titre de l'entreprise (Huddart and Lang, 1996; Hemmer *et al.*, 1996; Bettis *et al.*, 2005; Armstrong *et al.*, 2006). Ceci nous mène à poser l'hypothèse suivante :

**H1.3.1 : Toute chose étant égale par ailleurs, plus la volatilité de l'entreprise est élevée, plus l'optionnaire aura tendance à lever par anticipation ses options exerçables.**

Ceci étant, l'optionnaire serait plus incité à se diversifier – et donc plus enclin à lever ses options - si le risque lié aux facteurs spécifiques à l'entreprise présente une contribution importante à sa volatilité. En partant de là nous posons l'hypothèse suivante :

**H1.3.2 : Toute chose étant égale par ailleurs, plus le risque spécifique de l'entreprise est élevé, plus l'optionnaire aura tendance à lever par anticipation ses options exerçables.**

#### 2.2.1.4. Coût de portage des options : les dividendes

Il est bien établi que l'exercice d'une option bermudienne d'achat d'une action ne payant pas de dividendes ne peut être optimal avant la date d'échéance. En effet, dans ce cas particulier, on démontre qu'à toute instant précédant la date d'échéance de l'option, la valeur spéculative de l'option est supérieure à sa valeur intrinsèque. Un exercice anticipé résulterait donc en une perte de la valeur temps. Par conséquent, un investisseur rationnel refuserait d'exercer l'option par anticipation. En revanche, un exercice anticipé peut s'avérer optimal dans le cas d'options bermudiennes sur des titres distribuant des dividendes. Aussi, l'exercice des stock options pourrait-il être optimal d'un point de vue économique juste avant le paiement d'un montant important de dividendes (Bettis *et al.*, 2005). Il en découle donc que le comportement d'exercice d'optionnaires parfaitement rationnels pourrait être lié à leurs anticipations des distributions des dividendes futurs. Ceci nous mène à proposer l'hypothèse suivante :

**H1.4 : Toute chose étant égale par ailleurs, plus les dividendes distribués par l'entreprise sont élevés, plus l'optionnaire aura tendance à exercer ses options par anticipation.**

#### 2.2.2. Facteurs psychologiques

##### 2.2.2.1. L'ancrage

Quand les individus prennent des décisions qui requièrent de leur part l'estimation de quantités, leurs estimations sont fortement influencées par les valeurs passées des variables qu'ils considèrent. Ils semblent considérer par ailleurs, selon Kahneman et Tversky (1974), des valeurs parfois arbitraires, mais le plus souvent les valeurs initiales qu'ils ajustent par la suite. Des études empiriques montrent

cependant que cet ajustement est la plupart du temps insuffisant ce qui fait de l'ancrage un biais comportemental avéré.

La théorie des perspectives (Kahneman et Tversky, 1979) ne spécifie pas comment le point d'ancrage est déterminé par les agents économiques. Nonobstant sa dynamique révélée par les travaux portant sur l'effet de disposition (*disposition effect*) (Shefrin et Stadman, 1985), les expériences de laboratoires considèrent le plus souvent que ce point est fixe. En effet, les individus retiennent le sens général des informations qu'ils reçoivent et rarement les détails précis (Anderson, 1974). Ce sont plutôt les détails exceptionnels dont ils se rappellent. Ainsi, plusieurs études en finance comportementale suggèrent que les investisseurs sur les marchés financiers déterminent le point d'ancrage d'une manière dynamique, par référence à la tendance centrale et aux points extrêmes du cours. En effet, Gneezy (1998) démontre que les prix maxima sont nettement meilleurs prédicateurs du point d'ancrage que ne l'est le prix d'acquisition. Ceci implique que les optionnaires pourraient déterminer le point d'ancrage par rapport à la tendance centrale du cours de l'action ou par rapport aux cours extrêmes plutôt que le cours à la date d'attribution des stock options (Heath *et al.*, 1999). De plus, comme le souligne Heath *et al.* (1999), les levées d'options sont supposées s'intensifier quand le cours atteint un niveau supérieur au point d'ancrage, car dans cette zone l'optionnaire devient averse au risque et préfère substituer l'instrument risqué (i.e. l'option) par une somme certaine (i.e. gain d'exercice généré par la cession des actions acquises)<sup>4</sup>. Il est à noter au final que le point d'ancrage n'agit pas comme une barrière activant l'exercice : les optionnaires n'exerceraient pas systématiquement dès que le cours de l'action dépasse ce point car il se pourrait que le niveau de leur aversion au risque ne compense pas totalement la perte de la valeur temps. Ces différents points nous conduisent à poser l'hypothèse suivante :

**H2.1: Les optionnaires définissent des points d'ancrage par référence aux niveaux maximums du cours sur une période donnée. Ils auront tendance à lever leurs options exerçables quand le cours atteint un niveau supérieur à ces points, toute chose étant égale par ailleurs.**

#### 2.2.2.2. Comptabilité Mentale

Ce biais comportemental (Thaler, 1985) traduit la tendance des individus à préconiser un traitement différemment à l'argent selon son origine ou son allocation. En effet, les modèles traditionnels de l'utilité considèrent que les agents évaluent globalement les nouveaux prospects en les intégrant à leurs enveloppes de risque préexistantes, puis en vérifiant l'attractivité de l'ensemble. Or, plusieurs études expérimentales (Kahneman and Lovallo, 1993; Kahneman et Tversky, 1986)

---

<sup>4</sup> La fonction de valeur introduite dans la théorie des perspectives par Kahneman et Tversky (1979) est concave à droite du niveau de référence (i.e. point d'ancrage).

montrent le contraire : les agents ont des ressources cognitives limitées, ainsi ils isolent et évaluent indépendamment les nouveaux problèmes, ce qui les conduit à séparer des décisions qui doivent logiquement être combinées. Ainsi, les optionnaires dont le comportement est emprunt du biais de Comptabilité Mentale n'intégreraient pas leurs stock options à leur richesse globale et les évalueraient donc séparément.

Un autre aspect du biais de la Comptabilité Mentale est que les individus dessinent des perspectives myopes quand ils évaluent des actifs séparément. Cette myopie débouche sur des décisions qui dénotent de plus d'aversion aux pertes (Benartzi et Thaler, 1995, 1999). Il en résulte donc que les salariés « myopes » qui ont une perspective à court terme concernant l'évolution du cours de l'action auront tendance à considérer que leurs options sont moins attractives quand elles sont en dehors de la monnaie. Ceci nous conduit à formuler l'hypothèse suivante :

**H2.2: Plus fréquemment les stock options sont en dehors de la monnaie, plus l'aversion aux pertes de leurs porteurs augmente et plus ces derniers auraient tendance à exercer par anticipation, toute chose étant égale par ailleurs.**

#### 2.2.2.3. Les anticipations : réactions aux tendances

Dans un marché efficient, l'évolution passée du cours ne permet pas de prévoir les tendances futures. Ainsi, un investisseur rationnel ne se fierait pas aux variations historiques du cours. Or, comme révélé par les études de Kahneman et Tversky (1971, 1973), les individus anticipent tantôt une persistance des tendances, tantôt des retours à la moyenne. De ce fait, ils seraient influencés par les évolutions passées. De plus, Andreassen (1987, 1998) démontre sur la base d'une série d'expériences que, généralement, lorsque les individus sont confrontés à des séries historiques de cours d'actions, ils anticipent un retournement de la tendance à court terme, sauf quand ils ont des informations les amenant à croire que cette tendance persistera. Cela veut dire que si les optionnaires adoptent le même comportement, l'exercice des options sera positivement corrélé avec la tendance à court terme du cours de l'action (Heath *et al.*, 1999; Sautner et Weber, 2005). En outre, comme le souligne Heath *et al.* (1999), l'exercice des options serait négativement corrélé avec la tendance à long terme du cours de l'action, dans la mesure où les optionnaires anticiperaient une persistance de cette tendance, car ils la considéreraient meilleur prédicteur de la valeur future de l'action. En partant de là, nous proposerons les deux hypothèses suivantes :

**H2.3.1: Les optionnaires anticipent un retournement de la tendance à court terme du cours de l'action. Par conséquent, plus la performance réalisée à court terme du titre est élevée, plus ils auraient tendance à lever leurs options exerçables, toute chose étant égale par ailleurs.**

**H2.3.2: Les optionnaires anticipent une persistance de la tendance à long terme du prix de l'action. Par conséquent, plus la performance réalisée à long terme du titre est élevée, moins ils auraient tendance à lever leurs options exerçables, toute chose étant égale par ailleurs.**

Par ailleurs, les anticipations des salariés peuvent intégrer vraisemblablement le degré de dépendance de la performance du titre de leur entreprise de celle des marchés boursiers. En effet, plus cette performance est liée à celle de l'indice de marché, plus elle peut être fondamentalement expliquée par des facteurs exogènes que les salariés ne contrôlent pas et sur lesquels ils n'ont pas d'emprise. Les stock options s'en retrouvent réduites ainsi à de simples objets de loterie, dans la mesure où elles ne peuvent plus remplir leur fonction principale qui consiste à rétribuer la performance collective des salariés reflétée dans la performance du titre de l'entreprise. Ceci se traduira par une moindre attractivité des stock options pour les salariés qui auraient tendance donc à les sous-évaluer. En résumé :

**H2.3.3 : Plus la performance anticipée du titre de l'entreprise est due à la performance du marché, plus court serait l'horizon de détention des stock options pour les salariés, et plus ces derniers auraient tendance à exercer par anticipation, toute chose étant égale par ailleurs.**

2.2.3. Facteurs inhérents à l'environnement de la prise de décision.

Il s'agit de facteurs macro, caractéristiques du contexte et de l'environnement dans lesquels l'employé est amené à gérer ses stock options. Ces facteurs représenteront ainsi des variables de contrôle dans nos modèles d'étude du comportement d'exercice.

2.2.3.1. Périodes d'acquisition et d'indisponibilité fiscale.

Les contrats de stock options sont généralement assortis d'une clause stipulant la suspension de la levée des options pendant une ou plusieurs périodes postérieures à leurs dates d'attribution. La pratique des entreprises en matière de design des plans de stock options consiste à aligner ces périodes dites « d'acquisition » (*Vesting periods*) sur la période d'indisponibilité fiscale. Ainsi, plus la période d'acquisition des options est longue, plus le salarié est contraint de reporter sa décision d'exercice.

2.2.3.2. L'enracinement culturel

Le comportement décisionnel des optionnaires est contingent à la dimension socioculturelle des stock options dans leur entreprise en tant qu'instrument de rémunération incitative. Ainsi, la posture adoptée par les optionnaires quant à la gestion de leurs stock options sera différente selon le degré d'enracinement de ces dernières dans la culture de leur entreprise ou selon leur expérience avec ce type d'instrument incitatif (Massey, 2003a). Ainsi, à titre d'exemples, les stock options sont très usitées par les entreprises technologiques afin de rétribuer la performance de leurs cadres, car ces entreprises ont généralement de faibles liquidités. Ceci renforce donc la dimension culturelle des stock



options dans ce type d'entreprise. D'autre part, les employés du secteur financier qui ont l'habitude de manipuler des instruments financiers complexes comparables aux stock options (ex : Traders, Ingénieurs financiers...), feraient preuve de plus de rationalité quant à l'exercice de leurs stock options. Par ailleurs, une comparaison sectorielle du comportement d'exercice a été établie par Bettis *et al.* (2005). Il en ressort que les directeurs exécutifs dans les secteurs pharmaceutique et manufacturier ont tendance à exercer leurs options plutôt que leurs homologues dans les autres secteurs. Ce résultat révèle donc une contingence sectorielle du comportement d'exercice. Nous sommes donc amenés à proposer l'hypothèse suivante :

**H3.1: Le comportement d'exercice des optionnaires est contingent au degré d'enracinement des stock options dans la dimension culturelle associée à l'activité de l'entreprise.**

#### 2.2.3.3. Taille de l'entreprise

Plusieurs études académiques ont montré l'existence d'un lien entre la taille de l'entreprise et la rémunération de ses dirigeants. Ainsi, par exemple, Spalt (2008) montrent que les entreprises de petites tailles sont celles qui attribuent le plus de stock options à leurs salariés. En transposant ces résultats dans le cas de la problématique du comportement d'exercice, il ne serait pas aberrant de postuler une relation entre ce comportement et la taille de l'entreprise. Rappelons que cette relation a été explorée par Bettis *et al.* (2005), mais sans résultats concluants. Un trait commun de toutes les entreprises de grandes tailles est le niveau relativement bas de leurs volatilités boursières. En effet, on observe empiriquement que la volatilité du cours d'une entreprise est négativement corrélée à la taille des actifs de celle-ci. Il en résulte donc que, plus la taille de l'entreprise est grande, plus faible sera son risque, tel que reflété par sa volatilité. Ainsi, en réitérant l'hypothèse H1.3.1, nous formulerons l'hypothèse suivante :

**H3.2: Toute chose étant égale par ailleurs, plus la taille de l'entreprise est grande, plus long sera l'horizon de détention des stock options par les salariés.**

#### 2.2.3.4. Liquidité de l'entreprise

Le niveau des liquidités de l'entreprise peut représenter un facteur économique influençant le comportement d'exercice de ses optionnaires (Bettis *et al.*, 2005). En effet, les entreprises disposant d'un niveau important de cash ont potentiellement la capacité de distribuer plus de dividendes. Le niveau de liquidités peut donc influencer les anticipations des optionnaires quant à la distribution des dividendes futurs et, par conséquent, leur horizon de détention des stock options. Nous poserons donc l'hypothèse suivante, complémentaire de l'hypothèse H1.4:

**H3.3: Toute chose étant égale par ailleurs, plus les liquidités de l'entreprise sont importantes, plus les salariés anticiperont la levée de leurs options exerçables.**

#### 2.2.3.5. Le niveau hiérarchique.

Le comportement d'exercice du salarié peut également être lié à la nature des fonctions qu'il occupe. Ainsi, les dirigeants qui sont impliqués dans le processus décisionnel de l'entreprise ont accès, de part leurs fonctions, à des informations privilégiées. Ils peuvent donc faire preuve de plus d'engagement et d'implication dans le développement de l'entreprise que les salariés de niveaux hiérarchiques inférieurs. De ce fait, leur comportement peut dénoter de plus d'optimisme ou d'excès de confiance (Barber et Odean, 2001). Ils auraient ainsi un horizon de détention des stock options plus long que celui des salariés de classes hiérarchiques inférieures. Nous proposons donc l'hypothèse suivante :

**H3.4: Les salariés de niveaux hiérarchiques supérieurs ont un horizon de détention de stock options plus long que les salariés de niveaux inférieurs.**

### 3. Méthodologie et résultats

Cette partie est consacrée à l'étude empirique que nous avons menée sur un échantillon de données d'exercices de stock options relatives à 12 entreprises cotées aux Etats Unis. Nous allons tout d'abord présenter les caractéristiques des données exploitées dans cette étude. Dans un second temps, nous exposerons la méthodologie utilisée afin de vérifier les différentes hypothèses de recherche. Enfin, nous analyserons et discuterons les résultats de l'étude.

#### 3.1. L'échantillon de données

Comme le montre le tableau-1, nous avons utilisé des données privées relatives à 542 plans de stock options<sup>5</sup> attribués entre 1983 et 2006 par 12 multinationales cotées aux Etats Unis et appartenant à différents secteurs d'activité. Cette base de données nous a été fournie par un cabinet d'actuariat américain, spécialisé dans la conception des plans de rémunérations à base d'actions. Les données comportent le détail de 52 534 transactions d'exercice d'options : prix d'exercice, matricule du bénéficiaire, date d'attribution, date d'échéance, nombre d'options attribuées, périodes d'acquisition, date d'exercice, nombre d'options exercées et cours auquel l'option a été levée. Ces transactions ont été numérotées de 1 à 52 534 selon leur ordre chronologique.

---

<sup>5</sup> Il s'agit de plans dont le design est standard : l'acquisition des stock options est subordonnée uniquement à la présence du salarié dans l'entreprise à la fin de la période d'indisponibilité (i.e. période d'acquisition ou de «Vesting»). En d'autres termes, ces plans ne comportent pas de conditions de performance. L'acquisition des stock options attribuées est soit immédiate (i.e. immédiatement après leur attribution) soit uniformément étalée sur une période variant entre 2 ans et 9.5 ans (*cliff vesting*).

Par ailleurs, nous avons disposé d'information concernant le niveau hiérarchique des 7 125 salariés dans notre échantillon et le pays où ils sont situés. Ainsi, les salariés qui ont bénéficié de plans de stock options sont basés dans 16 pays différents. Cependant la grande majorité des plans dans l'échantillon (98% environ) ont été attribués à des salariés situés aux Etats Unis. Le nombre des classes hiérarchiques étant différent d'une entreprise à l'autre, nous avons conçu une classification générique comportant 7 classes hiérarchiques commençant par la classe n°1 des salariés non cadres et se terminant par la classe n°7 des présidents directeurs généraux. Nous avons par la suite appliqué cette classification à tous les salariés de notre échantillon. Pour ce faire, nous avons effectué un mappage qui consiste à agréger les classes hiérarchiques, pour les entreprises dont le nombre de classes est supérieurs à 7, dans celles que nous avons définies. En revanche, pour les entreprises qui disposent d'un nombre de classes inférieur à 7, le mappage consistait à substituer les classes propres à chacune des entreprises par les classes qui nous semblent les plus proches dans la classification définies.

Enfin, pour chacune des entreprises de notre échantillon, nous avons collecté à partir des bases de données financières de Bloomberg, d'une part, les données comptables trimestrielles correspondant à la période étudiée, à savoir l'actif comptable et les liquidités et, d'autre part, les données boursières hebdomadaires depuis la date d'introduction en bourse : les cours de clôture du titre, de l'indice NYSE et des indices sectoriels S&P, RUSSEL et NASDAQ représentant le secteur de l'entreprise (voir tableau-2).

**Tableau-1 : Caractéristiques de l'échantillon de données**

Ce tableau décrit les caractéristiques des données étudiées. Ces données concernent 52 534 transactions d'exercices de stock options attribuées dans le cadre de 542 plans entre 1983 et 2006 par 12 entreprises cotées aux Etats Unis et appartenant à 9 secteurs d'activités. Les capitalisations boursières de ces entreprises sont comprises entre \$ 323M et \$ 41 524M. Les plans de stock options qui constituent notre échantillon ont été acquis soit immédiatement après leur attribution soit après une période qui varie entre 1 an et 9.5 ans. Leurs maturités varient entre 5 et 10 ans.

Entreprise	Secteur d'activité	Capitalisation boursière *	Nombre de plans	Nombre de transactions	Périodes des	Période d'attribution	Périodes totales	Nombre de pays	Maturité des
E1	Finance	1 601	23	908	02/1998 à 12/2005	01/1997 à 01/2003	immédiate, 3 et 4 ans	4	7 ans
E2	Distribution de gaz	4 275	86	3 157	06/1995 à 03/2006	02/1993 à 11/2005	3 ans	1	10 ans
E3	Biens de consommation	40 524	245	9 756	03/1999 à 11/2005	01/1999 à 11/2000	immédiate à 9.5 ans	1	10 ans
E4	Biens de consommation	38 898	5	10 083	06/1994 à 06/2005	10/1992 à 10/1996	2 ans	1	10 ans
E5	Aérospatial-défense	12 432	33	19 551	05/1996 à 04/2006	05/1995 à 02/2005	2 et 3 ans	1	10 ans
E6	Electronique	323	21	369	05/2001 à 07/2005	05/2000 à 02/2004	3 ans	1	10 ans
E7	Industrie	8 088	14	544	06/2000 à 09/2005	03/1997 à 01/2004	immédiate, 4 et 5 ans	1	10 ans
E8	Distribution	751	14	1 350	03/1996 à 09/2005	03/1995 à 04/2004	immédiate à 3 ans	1	5 et 10 ans
E9	Jeux de hasard	3 030	22	822	11/1993 à 03/2005	02/1993 à 10/2003	immédiate, 4 et 5 ans	1	10 ans
E10	Industrie	10 427	24	915	06/1998 à 04/2005	10/1996 à 08/2003	5 ans	28	6, 10 et 10.5 ans
E11	Assurance	1 798	46	3 120	11/1990 à 08/2005	02/1983 à 05/2004	immédiate, 2, 3 et 6 ans	1	10 ans
E12	Electronique	27 512	9	1 959	09/2004 à 02/2007	02/2004 à 02/2006	immédiate et 3 ans	1	10 ans

\* capitalisation boursière en millions de \$ au 31/12/2006

**Tableau-2 : indices sectoriels représentatifs des secteurs d'activité**

Ce tableau donne les indices sectoriels de marché utilisés afin de représenter les secteurs d'activité auxquels appartiennent les entreprises de notre échantillon. Le principal critère qui a prévalu dans la sélection de ces indices, plutôt que d'autres, est la profondeur de leurs données historiques disponibles depuis leur création.

Secteur	Indice sectoriel
Finance	RUSSELL 1000 FINANCIAL SERVICES INDEX
Distribution de gaz	S&P 400 GAS UTIL INDEX
Biens de consommation	S&P 500 RETAILING INDEX
Aérospatial-défense	S&P 500 AEROSP & DEF INDEX
Electronique	S&P 500 ENERGY INDEX
Industrie	NASDAQ INDUSTRIAL INDEX
Distribution	S&P 600 DISTRIBUTORS INDEX
Jeux	RUSSELL 3000 CONSUMER DSCR INDEX
Assurance	S&P 500 INSURANCE INDEX

### 3.2. Méthodologie de recherche

La littérature empirique portant sur les déterminants des décisions d'exercice comporte principalement deux catégories d'études basées sur deux approches méthodologiques distinctes. La première approche empirique consiste à utiliser des modèles de régressions pour prédire le comportement d'exercice. Les études de Huddart et Lang (1996), Heath *et al.* (1999) et Bettis *et al.* (2005) appartiennent à cette catégorie. La deuxième catégorie d'études s'appuie sur des modèles de durée (dits également les modèles de hasard). Cette approche a été appliquée à l'analyse des décisions d'exercice des options d'abord par Armstrong *et al.* (2006), puis reprise par d'autres auteurs tels que Carpenter *et al.* (2006) et Klein et Maug (2008).

Afin de vérifier les hypothèses de recherche développées dans la partie précédente, nous avons étudié deux modèles empiriques de régressions. De ce fait, notre étude se positionne dans la première catégorie des recherches empiriques mentionnée en termes de choix méthodologiques. Ce positionnement méthodologique est motivé par la dominance de cette catégorie dans la littérature, en termes de nombre d'études, ce qui offre un large éventail de comparaison pour les résultats de notre recherche. Ainsi, le premier modèle que nous avons étudié considère les décisions d'exercice par anticipation individuellement. Il permet donc d'analyser le comportement individuel en considérant certains facteurs propres à chaque salarié. Agrégeant les transactions d'exercice mensuelles au niveau de chaque entreprise, le deuxième modèle permet d'étudier les décisions d'exercice sur une base collective en intégrant d'autres facteurs déterminant ce comportement décisionnel, tout en contrôlant pour les effets temporels et pour les effets individuels au niveau des entreprises.

#### 3.2.1. Méthodologie d'analyse du comportement individuel

L'objectif de cette analyse est d'étudier les déterminants des décisions individuelles d'exercice par anticipation. Dans ce cadre, nous nous sommes intéressés aux comportements individuels en contrôlant pour certaines caractéristiques des salariés et de leurs entreprises telles que le niveau hiérarchique, la taille et le secteur d'activité de l'entreprise.

##### 3.2.1.1. Construction des variables individuelles

Etant donné l'objectif de cette étude, la variable expliquée dans notre analyse, notée «  $RL_i$  », permet d'exprimer la longévité de détention des options par l'employé. Elle correspond à la durée de vie résiduelle des options exercées dans la transaction n° «  $i$  » («  $i$  » variant de 1 à 52 534) à la date de l'exercice. Cette spécification initiale est similaire à la première option étudiée par Bettis *et al.* (2005). Néanmoins, étant donné que notre base de données fait état de différentes maturités d'options comme le montre la dernière colonne du tableau-1, ce qui n'est pas le cas de l'échantillon de Bettis *et al.*

(2005), nous avons normalisé la variable expliquée par la durée de vie initiale des options (i.e. leur maturité en nombre de jours au moment de leur attribution) :

$$RL_i = \frac{1 - \tau_i}{T_i} \quad (1)$$

Où «  $T_i$  » est la durée de vie initiale, en nombre de jours, des options exercées dans la transaction n° «  $i$  » ; et «  $\tau_i$  » leur durée de vie résiduelle au moment de l'exercice.

De ce fait, «  $RL_i$  » est une variable aléatoire discrète prenant des valeurs dans un ensemble dénombrable inclus entre 0 et 1. Par ailleurs, les variables explicatives, permettant de représenter chacune des hypothèses formulées antérieurement, sont définies de la manière suivante :

- $SRT_i$  : Variable muette croissante en fonction du niveau hiérarchique du salarié concerné par la transaction n° «  $i$  ». Elle prend des valeurs entières de 1 à 7 en fonction de la classe hiérarchique du salarié. Rappelons que nous avons appliqué une classification générique composée de 7 classes hiérarchiques à l'ensemble des salariés dans notre échantillon. Ainsi, si le salarié concerné par la transaction n° «  $i$  » appartient à la classe n° «  $n$  », alors la variable  $SRT_i$  prend la valeur «  $n$  ».
- $IND_i$  : Variable muette variant sur une échelle de 1 à 4. Elle est décroissante en fonction du degré de proximité culturelle des stock options à l'activité de l'entreprise concernée par la transaction n°  $i$ . L'activité de l'entreprise est représentée par son secteur d'activité. Cette variable est donc un proxy du degré d'enracinement des stock options dans la culture de l'entreprise, compte tenu de son activité. Le tableau-3 donne les valeurs attribuées à cette variable pour chaque secteur d'activité présent dans notre échantillon. Nous nous sommes appuyés dans cette attribution sur les résultats de l'enquête annuelle de rémunération réalisée par le cabinet *Hewitt Associates* au titre de l'année 2006<sup>6</sup>. Le volet de cette enquête portant sur les pratiques de rémunération incitative à base de stock options a été réalisé auprès de 304 entreprises américaines. Il comporte des classifications sectorielles en fonction, d'une part, de la part des stock options dans le package global de rémunération et, d'autre part, des meilleures pratiques en termes de design de plans de stock option et de leur attribution. Les critères sous-jacents à cette classification représentent, à notre sens, de bons indicateurs dénotant de la proximité culturelle des stock options à l'activité de l'entreprise. Nous avons ainsi repris les résultats de cette classification pour les secteurs d'activités dans notre échantillon. Le rang de chaque secteur est donné alors par la variable «  $IND$  » tel qu'indiqué dans le tableau-3.

---

<sup>6</sup> Hewitt Associates (2006), *Total Compensation Measurement* <sup>TM</sup>: *Executive Compensation Policies and Programs*, US Edition, pp.V-11 à V-24.

- $VST_i$  : Variable de contrôle qui représente, en nombre d'années, la partie écoulée de la période d'acquisition totale des options exercées à la date de la transaction n° «  $i$  ».
- $PAT_i$  : Nombre total d'options attribuées au salarié concerné par la transaction n° «  $i$  ». Cette variable reflète en partie le niveau d'exposition de la richesse du salarié au risque spécifique de l'entreprise.

**Tableau-3 : Valeurs de la variable IND**

Ce tableau indique les valeurs prises par la variable muette *IND*, représentant le facteur de contingence culturelle des stock options à l'activité de l'entreprise, en fonction de chaque secteur d'activité représenté dans notre échantillon. Les valeurs prises par cette variable varient de 1 à 4 et sont croissantes en fonction du degré d'enracinement des stock options dans la culture sectorielle de l'entreprise. Elle ont été attribuées en se basant sur les résultats de l'enquête du cabinet *Hewitt Associates* portant sur les pratiques de rémunération incitative à base de stock options au titre de l'année 2006 dans 304 entreprises américaines.

Secteur	Valeur <i>IND</i>
Finance	1
Distribution de gaz	2
Biens de consommation	4
Aérospatial-défense	2
Electronique	2
Industrie	3
Distribution	4
Jeux de hasard	3
Assurance	1

- $CASH_i$  : Moyenne du ratio des liquidités sur le total actif de l'entreprise qui a attribué les options exercées dans la transaction n° «  $i$  ». La moyenne est calculée sur les six mois précédant le mois de la transaction. Cette variable a été calculée à partir de l'agrégat comptable «*Cash And Near Cash Items*» publié dans les comptes trimestriels de l'entreprise. Elle sera donc utilisée dans notre modèle afin de vérifier les hypothèses H3.3 et H1.4. Il est à préciser que, afin d'éviter un potentiel biais de multicollinéarité, nous avons décidé de ne pas intégrer dans cette spécification du modèle une variable correspondant aux dividendes distribués par l'entreprise et représentant l'hypothèse H1.4. En effet, nous avons relevé dans notre échantillon une corrélation importante entre les dividendes distribués par les entreprises et leurs niveaux de liquidités, ce qui nous a conduits à exclure du modèle le facteur représentant les dividendes.



- $AST_i$  : La moyenne, sur la période des six mois précédant la date de la transaction n° «  $i$  », du logarithme de la valeur de l'actif comptable relevée sur les comptes trimestriels de l'entreprise concernée par cette transaction.
- $RS_i$  : Cette variable est un proxy du risque spécifique de l'entreprise. Elle correspond à la proportion de la volatilité du titre non expliquée par le marché et par le secteur d'activité de l'entreprise concernée par la transaction n° «  $i$  ». Elle a été déterminée à partir d'un modèle de marché à deux facteurs. Le premier facteur correspond à l'indice de marché représenté par l'indice NYSE, le deuxième est le secteur d'activité de l'entreprise représenté, selon le cas, par un indice sectoriel S&P, un indice sectoriel RUSSEL ou un indice NASDAQ (voir tableau-2). Le modèle a été estimé sur la base d'une série historique de rentabilités hebdomadaires s'étalant sur une période variant entre les 12 mois et les 24 mois précédant le mois de la transaction, en fonction de la disponibilité des données<sup>7</sup>.
- $VOL_i$  : Il s'agit d'une variable concurrente de «  $RS_i$  » représentant la volatilité du titre de l'entreprise, mesurée par l'écart-type annualisé des rentabilités hebdomadaires sur les six mois précédant la date d'exercice.
- $RET_i^{m_j \times n_j}$  : Rentabilité du titre de l'entreprise concernée par la transaction n° «  $i$  » sur la période des «  $m_j$  » mois qui précèdent de «  $n_j$  » mois la date de la transaction. Cette variable traduit une tendance à long terme du cours du titre. Trois variantes de ce proxy ont été utilisées («  $RET_i^{6 \times 2}$  », «  $RET_i^{12 \times 2}$  » et «  $RET_i^{6 \times 6}$  »).
- $RET_i^{n_j w}$  : Rentabilité du titre de l'entreprise concernée par la transaction n° «  $i$  » sur la période des «  $n_j$  » semaines qui précèdent la date de la transaction. Cette variable traduit une tendance à court terme du cours du titre. Nous avons choisi deux variantes de cette variable : la rentabilité sur une semaine «  $RET_i^{1w}$  » et la rentabilité sur 4 semaines «  $RET_i^{4w}$  ».
- $ENC_i^{n_j}$  : Variable binaire qui prend la valeur 1 si le cours de l'action pendant le mois de la transaction d'exercice n° «  $i$  » a dépassé son niveau maximal atteint courant la période des «  $n_j$  » mois précédant le mois de la transaction. Elle prend la valeur nulle dans le cas contraire. Cette variable permettra ainsi de vérifier l'hypothèse portant sur le biais de l'ancrage. Nous en avons utilisé quatre variantes («  $ENC_i^3$  », «  $ENC_i^6$  », «  $ENC_i^9$  » et «  $ENC_i^{12}$  »).

---

<sup>7</sup> Pour plus de précision concernant la construction de cette variable, nous renvoyons le lecteur à l'annexe-2.

- $URET_i$  : Cette variable correspond à l'*Alpha* du titre de l'entreprise concernée par la transaction n° «  $i$  » (i.e. constante de la régression des rentabilités hebdomadaires du titre sur celles de l'indice de marché). Elle est estimée sur la période des douze mois précédant la date de la transaction en considérant comme portefeuille de marché l'indice NYSE. Elle représente ainsi une mesure de la performance anticipée du titre non liée au marché.

### 3.2.1.2. Le modèle individuel

Etant donnée la nature de la variable expliquée (i.e. une proportion), nous avons utilisé un modèle linéaire généralisé, avec une fonction de lien logistique et une loi multinomiale, afin de spécifier le rapport entre cette variable et les variables explicatives. Nous avons alors estimé la spécification complète (i.e. intégrant l'ensemble des variables explicatives) de ce modèle de régression logistique polytomique, décrite par les équations (2.1) à (2.3), en utilisant l'approche du maximum de vraisemblance:

$$\pi_{k \in \{1, \dots, K\}}(i) = P(RL(i) = r_{l_k} / X(i)) \quad (2.1)$$

$$\sum_i \pi_k(i) = 1 \quad (2.2)$$

$$\ln \left( \frac{\pi_{k \in \{1, \dots, K-1\}}}{\pi_K} \right) = \beta_{1,k} + \beta_{2,k} SRT + \beta_{3,k} PAT + \beta_{4,k} VST + \beta_{5,k} CASH + \beta_{6,k} AST + \beta_{7,k} RS + \beta_{8,k} VOL + \sum_{j=1}^3 \beta_{8+j,k} RET^{m_j \times n_j} \\ + \sum_{j=4}^5 \beta_{8+j,k} RET^{n_j w} + \sum_{j=1}^4 \beta_{13+j,k} ENC^{n_j} + \beta_{18,k} IND + \beta_{19,k} URET \quad (2.3)$$

Où «  $K$  » désigne le nombre de modalités (2 520 dans notre cas, ce qui représente sur une période normalisé de 10 ans<sup>8</sup> le nombre de jours ouvrés de bourse où le salarié pouvait exercer ses options) ; et «  $X$  » est le vecteur des variables explicatives.

### 3.2.2. Méthodologie d'analyse du comportement de masse

Il est visé au travers de cette analyse l'étude des traits communs du comportement d'exercice des optionnaires au niveau de chaque entreprise, en tenant compte de la dimension temporelle de l'évolution de ce comportement. Elle permet ainsi la prise en considération, d'une part, de l'hétérogénéité comportementale au niveau des entreprises et, d'autre part, des effets temporels sur ce comportement. Le modèle agrégé intègre alors tous les facteurs testés dans le modèle individuel, à l'exception des facteurs propres à chaque salarié. Ceci permet, d'autre part, d'avoir un regard critique

---

<sup>8</sup> Nous avons rebasé sur une période de 10 ans car notre échantillon est constitué principalement de transactions d'exercice d'options de maturités initiales égales à 10 ans (ce qui représente 92% des plans environ).

sur les résultats du modèle individuel. Le modèle agrégé permet par ailleurs de tester d'autres facteurs que le modèle individuel ne permet pas d'intégrer par construction. Les deux facteurs supplémentaires intégrés dans le modèle agrégés représentent respectivement le biais de Comptabilité Mentale et le coût d'opportunité engendré par l'exercice des options. En effet, les variables *proxies* de ces facteurs ont été conçues comme des fonctions de la durée de vie de l'option et, par conséquent, de la variable expliquée du modèle individuel, ce qui ne permettait pas de les intégrer dans ce modèle.

### 3.2.2.1. Construction des variables collectives

Contrairement à l'analyse individuelle, l'analyse du comportement collectif est basée sur des données de panel construites à partir de notre échantillon en agréant les transactions d'exercice mensuelles au niveau de chacune des 12 entreprises étudiées. Le panel construit est non cylindré et comporte ainsi des items mensuels sur la période de novembre 1990 à février 2007 pour 12 entreprises, soit 1 013 observations au total par item.

Afin de représenter les décisions d'exercice, nous avons construit une variable qui permet de mesurer l'intensité des levées d'options dans le temps. Cette variable, notée «  $EXE_{e,t}$  », est la variable expliquée dans le modèle agrégée. Elle correspond au ratio du nombre des transactions d'exercice concernant l'entreprise «  $e$  » ( $e \in \{1, \dots, 12\}$ ) pendant le mois «  $t$  » rapporté au nombre total des transactions concernant la même entreprise dans l'échantillon. Il est à noter que cette spécification du proxy des décisions d'exercice est identique à celle utilisée dans le modèle de Heath et *al.* (1999).

Par ailleurs, les variables explicatives représentant les déterminants du comportement collectif d'exercice ont été définies de la manière suivante :

- $VST_{e,t}$  : Variable de contrôle qui représente pour les options attribuées par l'entreprise «  $e$  » la moyenne, en nombre d'années, du temps écoulé de leurs périodes d'acquisition totales au mois «  $t$  ».
- $VSTP_{e,t}$  : Variable de contrôle représentant, pour l'entreprise «  $e$  », le nombre d'options en cours d'acquisition (i.e. non exerçables) au mois «  $t$  », exprimés en pourcentage du nombre total d'options attribuées.
- $CASH_{e,t}$  : Moyenne du ratio « liquidités sur total actif » de l'entreprise «  $e$  » sur les six mois précédant le mois «  $t$  ». De la même manière que dans le modèle individuel, les liquidités sont assimilées à l'agrégat comptable « *Cash And Near Cash Items* » publié dans les comptes trimestriels de l'entreprise.

- $AST_{e,t}$  : Moyenne, sur la période des six mois précédant le mois «  $t$  », du logarithme de la valeur de l'actif comptable relevée sur les comptes trimestriels de l'entreprise «  $e$  ».
- $RS_{e,t}$  : Proxy du risque spécifique de l'entreprise «  $e$  » au mois «  $t$  ». Cette variable est estimée selon la même méthodologie utilisée dans le modèle individuel.
- $RET_{e,t}^{m_j \times n_j}$  : Rentabilité du titre de l'entreprise «  $e$  » sur la période des «  $m_j$  » mois précédant de «  $n_j$  » mois le mois «  $t$  ». Cette variable traduit une tendance à long terme du cours du titre. Nous avons retenu la variante qui affiche le meilleur résultat (i.e. le plus fort coefficient de régression correspondant au sens attendu) dans l'analyse du comportement individuel, à savoir la variable «  $RET_{e,t}^{6 \times 2}$  ».
- $RET_{e,t}^{n_j w}$  : Rentabilité du titre de l'entreprise «  $e$  » sur la période des «  $n_j$  » semaines qui précèdent le mois «  $t$  ». Cette variable traduit une tendance à court terme du cours du titre. Comme pour le modèle individuel, nous avons choisi deux variantes de cette variable : la rentabilité sur une semaine «  $RET_{e,t}^{1w}$  » et la rentabilité sur 4 semaines «  $RET_{e,t}^{4w}$  ».
- $ENC_{e,t}^n$  : Variable binaire qui prend la valeur 1 si le cours de l'entreprise «  $e$  » a dépassé, pendant le mois «  $t$  », son niveau maximal atteint courant la période des «  $n$  » mois précédents. Elle prend la valeur zéro dans le cas contraire. Cette variable permettra ainsi de vérifier l'hypothèse portant sur le biais de l'ancrage. Nous en avons utilisé la variante 12 mois «  $ENCT_{e,t}^{12}$  » dans la mesure où elle aurait à priori un effet plus important sur la durée de détention des options, comme le montrent les résultats de l'analyse individuelle présentés dans les sections qui suivent.
- $URET_{e,t}$  : Cette variable correspond à l' $\alpha$  du titre de l'entreprise «  $e$  » estimé sur la période des 12 mois précédant le mois «  $t$  », selon la même méthodologie utilisée dans le modèle individuel.
- $VT_{e,t}$  : Moyenne des ratios « valeur intrinsèque/valeur économique » des options attribuées par l'entreprise «  $e$  » et exercées pendant le mois «  $t$  ». Cette variable représente donc le coût d'opportunité consécutif à l'exercice. La valeur économique de l'option a été estimée selon le modèle BSM. En effet, le recours à ce modèle est principalement motivé par le fait que la majorité des sociétés distribuant des stock options, ainsi que les sociétés de conseil en rémunération de dirigeant intervenant dans ce domaine, l'utilisent afin d'afficher la valeur économique des stock options attribuées aux salariés. Il s'agit donc d'un standard des pratiques de rémunération à base de stock options.

- $MA_{e,t}$  : Cette variable représente le facteur lié au biais de Comptabilité Mentale. Elle correspond à la moyenne des fréquences de jours pendant lesquels les options attribuées par l'entreprise «  $e$  » et exercées pendant le mois «  $t$  », ont été en dehors de la monnaie. Cette fréquence est mesurée par le ratio du nombre de jours où l'option était « sous l'eau » depuis sa date d'attribution, rapporté au nombre total de jours entre cette date et sa date d'exercice.

### 3.2.2.2. Le modèle agrégé

Bien que notre échantillon ne soit pas exhaustif au regard de la population qu'il représente (i.e. ensemble des salariés porteurs de stock options), il ferait potentiellement état d'hétérogénéité inobservable des comportements d'exercice des stock options au niveau de chaque entreprise. En outre, sa dimension temporelle, relativement importante (16 années environ), couvre les effets de plusieurs cycles boursiers. Ces deux éléments nous ont conduits alors à retenir un modèle à effets fixes individuels initialement spécifiés de la manière suivante :

$$EXE_{e,t} = \sum_{s=1}^{195} \xi_s g_{s,e,t} + \sum_{n=1}^{12} \omega_n z_{n,e,t} + \alpha_1 + \alpha_2 VST_{e,t} + \alpha_3 VSTP_{e,t} + \alpha_4 CASH_{e,t} + \alpha_5 AST_{e,t} + \alpha_6 RS_{e,t} + \alpha_7 RET_{e,t}^{6 \times 2} + \sum_{j=1}^2 \alpha_{7+j} RET_{e,t}^{n,j,w} + \alpha_{10} ENC_{e,t}^{12} + \alpha_{11} URET_{e,t} + \alpha_{12} MA_{e,t} + \alpha_{13} VT_{e,t} + \varepsilon_{e,t} \quad (3.1)$$

Avec :

$$z_{n,e,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } n = e, \forall t \\ 0 & \text{si } n \neq e, \forall t \end{cases} \quad (3.2) \quad g_{s,e,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } s = t, \forall e \\ 0 & \text{si } s \neq t, \forall e \end{cases} \quad (3.3)$$

Afin de confirmer l'opportunité de ce choix, nous avons, dans un premier temps, recouru à la procédure des tests d'homogénéité emboîtés<sup>9</sup>. Comme le montrent les résultats résumés dans le tableau-4, les données présentent une structure de panel hétérogène qui pourrait être adéquatement ajustée par un modèle à effets fixes individuels.

<sup>9</sup> Pour plus de détails concernant cette procédure, voir à titre d'exemple PIROTTE A., *Econométrie des données de Panel*, ECONOMICA (Edition 2011), p.78.

#### Tableau-4 : Tests d'homogénéité emboîtés

Ce tableau donne les résultats (F-statistiques) d'application de la procédure des tests d'homogénéité emboîtés. Cette procédure consiste dans une première étape à tester l'hypothèse nulle ( $H_{0,1}$ ) d'homogénéité de l'ensemble des paramètres du modèle. Si l'hypothèse  $H_{0,1}$  est rejetée, la procédure fait appel, en second étape, au test de l'hypothèse nulle d'homogénéité des variables explicatives exclusivement ( $H_{0,2}$ ). Dans le cas où cette hypothèse est acceptée, la troisième étape de la procédure est entamée. Celle-ci consiste à tester l'hypothèse d'homogénéité des constantes du modèle uniquement ( $H_{0,3}$ ). Si cette hypothèse est rejetée à son tour, on conclue alors à l'adéquation d'une spécification à effets fixes individuels. Dans les cas où la procédure est arrêtée à l'étape-1 ou à l'étape-2, on conclue alors que le panel est homogène ou que la structure de panel n'est pas appropriée respectivement.

Etape de la procédure	F-stat	Conclusion
Etape-1	2.415 ***	Panel hétérogène
Etape-2	0.012	Structure panel appropriée
Etape-3	4.384 ***	Modèle à effets fixes individuels adéquat

\*  $p < .1$  (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*  $p < .05$  (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*\*  $p < .01$  (Probabilité critique bilatérale)

### 3.3. Les résultats

#### 3.3.1. Statistiques descriptives des données

Les panels-A du tableau-5 et du tableau-6 exhibent des statistiques descriptives des variables des deux modèles que nous avons exposés. Il en ressort que 50% des salariés dans notre échantillon ont bénéficié chacun, dans le cadre des plans d'attributions entre 1983 et 2006, d'un nombre total de stock options supérieur à 1 828 options, soit une valeur économique<sup>10</sup> médiane de \$36 655. D'autre part, les tailles des entreprises de notre échantillon, telles qu'approximées par les valeurs comptables de leurs actifs, varient de \$63 millions à \$41 620 millions, et ce pendant la période 1994-2007. Ces entreprises disposaient sur la même période de liquidités qui variaient entre \$60 000 et \$3 490 millions. Elles affichaient des performances et des volatilités boursières semestrielles variant respectivement entre -72% et 110% et de 6% à 82%.

Par ailleurs, 97% des transactions dans notre échantillon concernent des levées d'options par anticipation. En outre, les salariés dans notre échantillon exercent leurs options par anticipation à leur mi-durée de vie en moyenne. Ils sacrifient ainsi, en moyenne, 32% des valeurs BSM des options. De plus, afin de vérifier si les optionnaires de notre échantillon exercent les options qu'ils ont acquises dans le cadre d'un plan donné en une seule transaction ou en plusieurs transactions étalées dans le temps, nous avons appliqué le test paramétrique unilatéral décrit dans l'annexe 3. Les résultats de ce test de la moyenne conduisent à rejeter l'hypothèse nulle avec un risque d'erreur de 5% ( $\bar{m} = 1.2 > q_{\alpha} = 1.05$  ;  $\alpha = 5\%$ ). Ceci suggère que les salariés exercent les options acquises en plusieurs transactions étalées dans le temps.

<sup>10</sup> valeur estimée selon le modèle BSM.

Les panel-B donnent les matrices des corrélations des variables. On constate ainsi que, hormis l'ensemble des variables «  $ENC_i^n$  » qui sont très corrélées par construction, ou encore l'ensemble des variables «  $RET_i^{m \times n}$  » et «  $RET_i^{nw}$  », les variables «  $VOL$  », «  $AST$  » et «  $CASH$  » sont significativement corrélées. En effet, ces corrélations peuvent s'expliquer par le fait que les entreprises de grandes tailles, ou avec des grandes capitalisations boursières (i.e. *large caps*), sont généralement moins volatiles et plus dotées en liquidités. En revanche, la variable volatilité «  $VOL$  » n'est que faiblement corrélée à sa variable concurrente représentant le risque spécifique «  $RS$  ». Les variables séniorité «  $SRT$  » et niveau d'exposition au risque spécifique «  $PAT$  » présentent également un niveau de corrélation important qui peut s'interpréter comme le lien directe qui peut exister entre le rang hiérarchique et le niveau de rémunération incitative à base d'actions.



**Tableau-5 : Statistiques descriptives des variables du modèle individuel**

Ce tableau fournit des statistiques descriptives sur les variables du modèle individuel. "*RL*" est la durée de vie résiduelle des options exercées rapportée à leur durée de vie initiale ; "*SRT*" est une variable muette croissante en fonction du niveau hiérarchique du salarié et prend des valeurs entières de 1 à 7 ; "*IND*" est une variable muette variant sur une échelle de 1 à 4 et décroissante en fonction du degré de proximité culturelle des stock options à l'activité de l'entreprise ; "*VST*" correspond à la partie écoulée de la période d'acquisition totale des options exercées ; "*PAT*" est le nombre total d'options attribuées au salarié ; "*CASH*" correspond à la moyenne du ratio des liquidités sur le total actif de l'entreprise ; "*AST*" est la moyenne, sur la période des six mois précédant la date de l'exercice des options, du logarithme de la valeur de l'actif comptable de l'entreprise ; "*RS*" est un proxy du risque spécifique de l'entreprise qui correspond à la proportion de la volatilité du titre non expliquée par le marché et par le secteur d'activité de l'entreprise ; "*VOL*" représente la volatilité du titre de l'entreprise, mesurée par l'écart-type annualisé des rentabilités hebdomadaires sur les six mois précédant la date d'exercice ; Les variables "*RET<sup>mxx</sup>*" représentent les rentabilités du titre de l'entreprise sur la période des « *m* » mois qui précèdent de « *n* » mois la date de la transaction ; Les variables "*RET<sup>nw</sup>*" sont les rentabilités du titre de l'entreprise sur la période des « *n* » semaines qui précèdent la date de la transaction ; "*ENC<sup>m</sup>*" sont des variables binaires qui prennent la valeur 1 si le cours de l'action pendant le mois de la transaction d'exercice a dépassé son niveau maximal atteint courant la période des « *n* » mois précédant le mois de la transaction ; "*URET*" correspond à l'*Alpha* du titre de l'entreprise.

**Panel-A: Statistiques descriptives**

	RL	SRT	Ln(PAT)	VST	CASH	AST	RS	VOL	RET <sup>12x2</sup>	RET <sup>6x2</sup>	RET <sup>6x6</sup>	RET <sup>1w</sup>	RET <sup>4w</sup>	ENC <sup>12</sup>	ENC <sup>9</sup>	ENC <sup>6</sup>	ENC <sup>3</sup>	IND	URET
<b>Moyenne</b>	0.552	1.474	7.545	1.942	0.040	8.918	0.557	0.256	0.192	0.109	0.090	0.008	0.037	0.505	0.525	0.561	0.645	3.795	0.003
<b>Mediane</b>	0.616	1.000	7.511	2.000	0.029	9.071	0.618	0.235	0.164	0.096	0.097	0.009	0.033	1.000	1.000	1.000	1.000	3.000	0.002
<b>Maximum</b>	0.994	7.000	13.975	10.000	0.140	10.636	1.000	0.821	1.430	0.896	1.110	0.074	0.896	1.000	1.000	1.000	1.000	5.000	0.023
<b>Minimum</b>	0.000	1.000	3.638	0.000	0.000	4.148	0.088	0.063	-0.725	-0.550	-0.720	-0.106	-0.550	0.000	0.000	0.000	0.000	2.000	-0.016
<b>Ecartype</b>	0.262	0.865	1.278	0.907	0.037	1.337	0.245	0.117	0.227	0.167	0.172	0.017	0.071	0.500	0.499	0.496	0.479	1.072	0.004
<b>Skewness</b>	-0.664	2.505	0.666	3.227	0.793	-0.497	-0.430	0.855	0.244	0.278	-0.125	-0.512	1.819	-0.019	-0.100	-0.246	-0.604	-0.013	0.946
<b>Kurtosis</b>	2.299	11.400	3.984	26.372	2.343	2.130	2.266	3.369	3.109	3.833	4.368	4.612	21.892	1.000	1.010	1.060	1.365	1.469	4.021
<b>Jarque-Bera</b>	4914	208344	5974	1280364	6411	3799	2780	6668	544	2184	4210	7944	806110	8711	8712	8719	9002	5109	10060
<b>P-value</b>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

**Panel-B: Corrélations (*p-values*)**

<b>RL</b>	<b>1.000</b>				
	----				
<b>SRT</b>	<b>0.027</b>	<b>1.000</b>			
	(0.000)	----			
<b>PAT</b>	<b>0.043</b>	<b>0.251</b>	<b>1.000</b>		
	(0.000)	(0.000)	----		
<b>VST</b>	<b>-0.250</b>	<b>0.118</b>	<b>0.138</b>	<b>1.000</b>	
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	----	
<b>CASH</b>	<b>-0.037</b>	<b>0.248</b>	<b>-0.071</b>	<b>0.030</b>	<b>1.000</b>



**Tableau-6 : Statistiques descriptives des variables du modèle agrégé**

Ce tableau fournit des statistiques descriptives sur les variables du modèle agrégé. "EXE" est le ratio du nombre des transactions d'exercice pendant un mois donné rapporté au nombre total des transactions concernant une entreprise dans l'échantillon; "VST" représente, pour les options attribuées par une entreprise de l'échantillon, la moyenne, en nombre d'années, du temps écoulé de leurs périodes d'acquisition totales à un mois donné; "VSTP" représente, pour une entreprise de l'échantillon, le nombre d'options en cours d'acquisition pendant un mois donné, exprimé en pourcentage du nombre total d'options attribuées; "CASH" est la moyenne du ratio « liquidités sur total actif » d'une entreprise donnée sur les six derniers mois; "AST" est la moyenne, sur la période des six mois précédant un mois donné, du logarithme de la valeur de l'actif comptable relevée sur les comptes trimestriels d'une entreprise de l'échantillon; "RS" est un *proxy* du risque spécifique d'une entreprise de l'échantillon pendant un mois donné de la période étudiée; "RET<sup>6x2</sup>" est la rentabilité du titre d'une entreprise de l'échantillon sur la période des 6 mois précédant de 2 mois un mois donné de la période étudiée; Les variables "RET<sup>1w</sup>" représentent les rentabilités du titre d'une entreprise de l'échantillon sur la période des «  $n_j$  » semaines qui précèdent un mois donné de la période étudiée; "ENC<sup>12</sup>" est une variable binaire qui prend la valeur 1 si le cours de l'entreprise concernée a dépassé, pendant un mois donné, son niveau maximal atteint courant la période des 12 mois précédents. Elle prend la valeur zéro dans le cas contraire; La variable "URET" correspond à l'*Alpha* du titre d'une entreprise de l'échantillon, estimé sur la période des 12 mois précédant un mois donné de la période étudiée; "VT" est la moyenne des ratios « valeur intrinsèque/valeur BSM » des options attribuées par une entreprise de l'échantillon et exercées pendant un mois donné; La variable "MA" correspond à la moyenne des fréquences de jours pendant lesquels les options attribuées par une entreprise de l'échantillon et exercées pendant un mois donné, ont été en dehors de la monnaie.

**Panel-A: Statistiques descriptives**

Entreprise	EXE		VST		VSTP		CASH		AST		RS		RET <sup>6x2</sup>		RET <sup>1w</sup>		RET <sup>4w</sup>		ENC <sup>12</sup>		URET		VT		MA	
	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.	Moy.	Std.
E1	1.33%	1.56%	2.650	0.517	0.013	0.019	0.002	0.002	9.493	0.249	0.503	0.092	0.063	0.159	0.002	0.018	0.018	0.079	0.253	0.438	0.002	0.004	0.809	0.107	0.055	0.030
E2	3.70%	4.61%	2.005	0.726	0.037	0.080	0.036	0.010	9.647	0.088	0.895	0.009	0.128	0.112	0.003	0.021	0.019	0.055	0.519	0.509	0.002	0.002	0.519	0.167	0.373	0.175
E3	0.56%	0.60%	1.523	0.564	0.006	0.011	0.033	0.026	6.870	0.826	0.757	0.134	0.122	0.244	0.005	0.028	0.019	0.086	0.322	0.469	0.002	0.004	0.772	0.108	0.132	0.102
E4	3.13%	2.53%	2.932	0.896	0.031	0.087	0.045	0.040	5.577	0.102	0.939	0.006	0.235	0.219	0.006	0.027	0.028	0.094	0.313	0.471	0.008	0.003	0.780	0.132	0.311	0.222
E5	1.30%	1.71%	2.124	0.824	0.013	0.021	0.019	0.012	8.192	0.212	0.607	0.100	0.056	0.115	0.001	0.013	0.007	0.044	0.351	0.480	0.001	0.003	0.729	0.128	0.257	0.184
E6	1.56%	2.45%	2.622	1.178	0.016	0.031	0.082	0.027	6.787	0.858	0.872	0.078	0.159	0.378	0.004	0.031	0.159	0.378	0.375	0.488	0.005	0.009	0.586	0.177	0.315	0.249
E7	0.94%	1.69%	1.820	0.320	0.009	0.020	0.046	0.039	10.221	0.119	0.634	0.126	0.054	0.157	0.001	0.019	0.004	0.061	0.321	0.469	0.001	0.005	0.601	0.141	0.267	0.194
E8	1.59%	2.39%	3.054	0.895	0.016	0.040	0.026	0.006	6.938	0.248	0.907	0.100	0.072	0.142	0.004	0.022	0.013	0.070	0.317	0.469	0.003	0.003	0.690	0.169	0.100	0.157
E9	0.90%	1.58%	1.032	0.720	0.009	0.040	0.005	0.003	8.336	0.171	0.908	0.141	0.089	0.165	0.004	0.016	0.017	0.056	0.423	0.496	0.002	0.005	0.593	0.118	0.067	0.072
E10	3.45%	3.29%	1.712	0.603	0.034	0.063	0.008	0.001	10.552	0.048	0.593	0.083	0.033	0.069	0.001	0.007	0.005	0.026	0.310	0.471	0.001	0.000	0.305	0.084	0.014	0.002
E11	0.78%	0.76%	1.999	0.004	0.008	0.007	0.029	0.033	8.714	0.499	0.138	0.020	0.100	0.152	0.004	0.017	0.016	0.054	0.341	0.476	0.001	0.001	0.878	0.176	0.093	0.067
E12	0.81%	0.85%	2.559	0.317	0.008	0.016	0.010	0.009	7.576	0.207	0.568	0.195	0.022	0.078	0.001	0.012	0.002	0.029	0.220	0.416	0.000	0.000	0.703	0.107	0.044	0.063

**Panel-B: Corrélations (*p-values*)**

	EXE	VST	VSTP	CASH	AST	RS	RET <sup>6x2</sup>	RET <sup>1w</sup>	RET <sup>4w</sup>	ENC <sup>12</sup>	UNRET	VT	MA
EXE	<b>1</b> ----- (0.000)												
VST	<b>0.188</b> (0.000)	<b>1</b> ----- (0.000)											
VSTP	<b>0.566</b> (0.000)	<b>0.137</b> (0.000)	<b>1</b> ----- (0.000)										
CASH	<b>0.041</b> (0.193)	<b>0.129</b> (0.000)	<b>-0.001</b> (0.978)	<b>1</b> ----- (0.003)									
AST	<b>0.102</b> (0.001)	<b>-0.088</b> (0.005)	<b>0.036</b> (0.256)	<b>-0.092</b> (0.003)	<b>1</b> ----- (0.000)								
RS	<b>0.040</b> (0.199)	<b>-0.105</b> (0.000)	<b>0.012</b> (0.696)	<b>0.046</b> (0.141)	<b>-0.395</b> (0.000)	<b>1</b> ----- (0.002)							
RET <sup>6x2</sup>	<b>0.099</b> (0.002)	<b>-0.042</b> (0.183)	<b>0.075</b> (0.016)	<b>0.064</b> (0.043)	<b>-0.215</b> (0.000)	<b>0.095</b> (0.002)	<b>1</b> ----- (0.879)						
RET <sup>1w</sup>	<b>0.130</b> (0.000)	<b>-0.017</b> (0.590)	<b>0.064</b> (0.043)	<b>0.017</b> (0.590)	<b>-0.087</b> (0.005)	<b>0.036</b> (0.252)	<b>0.005</b> (0.879)	<b>1</b> ----- (0.000)					
RET <sup>4w</sup>	<b>0.123</b> (0.000)	<b>0.079</b> (0.012)	<b>0.082</b> (0.009)	<b>0.192</b> (0.000)	<b>-0.137</b> (0.000)	<b>0.090</b> (0.004)	<b>0.420</b> (0.000)	<b>0.358</b> (0.000)	<b>1</b> ----- (0.000)				
ENC <sup>12</sup>	<b>0.213</b> (0.000)	<b>-0.052</b> (0.096)	<b>0.073</b> (0.021)	<b>0.013</b> (0.670)	<b>-0.045</b> (0.150)	<b>0.061</b> (0.053)	<b>0.280</b> (0.000)	<b>0.349</b> (0.000)	<b>0.312</b> (0.000)	<b>1</b> ----- (0.000)			
UNRET	<b>0.138</b> (0.000)	<b>0.081</b> (0.010)	<b>0.114</b> (0.000)	<b>0.192</b> (0.000)	<b>-0.261</b> (0.000)	<b>0.199</b> (0.000)	<b>0.500</b> (0.000)	<b>0.100</b> (0.001)	<b>0.367</b> (0.000)	<b>0.209</b> (0.000)	<b>1</b> ----- (0.000)		
VT	<b>-0.035</b> (0.266)	<b>0.162</b> (0.000)	<b>0.029</b> (0.353)	<b>0.036</b> (0.250)	<b>-0.186</b> (0.000)	<b>-0.331</b> (0.000)	<b>0.121</b> (0.000)	<b>0.060</b> (0.058)	<b>0.022</b> (0.486)	<b>0.009</b> (0.785)	<b>0.155</b> (0.000)	<b>1</b> ----- (0.000)	
MA	<b>0.334</b> (0.000)	<b>0.181</b> (0.000)	<b>0.180</b> (0.000)	<b>0.451</b> (0.000)	<b>0.006</b> (0.840)	<b>0.111</b> (0.000)	<b>0.258</b> (0.000)	<b>0.093</b> (0.003)	<b>0.270</b> (0.000)	<b>0.215</b> (0.000)	<b>0.263</b> (0.000)	<b>-0.116</b> (0.000)	<b>1</b> ----- (0.000)

### 3.3.2. Résultats de l'analyse du comportement individuel

Dans un premier temps, nous avons estimé le modèle individuel en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance et en se basant sur l'estimateur robuste de Huber-White de la matrice de covariance. Les résultats de la régression sont présentés dans le tableau-7. Une première évaluation de la qualité de l'ajustement est donnée par le coefficient du pseudo  $R^2$  qui ressort à un niveau satisfaisant<sup>11</sup>. En outre, le test du rapport de vraisemblance est très significatif à un seuil inférieur à 1%, ce qui prouve que la spécification du modèle est globalement significative dans la mesure où elle se démarque nettement du modèle trivial (i.e. n'incluant que la constante). Notons par ailleurs qu'en dépit du fait que les statistiques de Pearson et de la Déviance indiquent, avec un seuil inférieur à 1%, que les probabilités des exercices anticipés sont compatibles avec les probabilités observées, ce test reste peu fiable dans le sens où nous travaillons sur des données individuelles. En revanche, nous avons effectué le test de Ramsey (*RESET test*) afin de diagnostiquer de potentielles erreurs de spécification du modèle individuel. Les résultats de ce test reportés dans le tableau-8 permettent de rejeter l'hypothèse nulle de mauvaise spécification du modèle avec un seuil inférieur à 1%.

D'autre part, la majorité des coefficients des variables sont conformes aux signes attendus et ressortent comme significatifs à un seuil inférieur à 1% à l'exception de la variable «  $RET^{lw}$  », exprimant une tendance à court terme du cours de l'action. Plus spécifiquement, nous relevons les résultats suivants :

- **L'enracinement culturel :**

Le signe du coefficient de la variable «  $IND$  » est négatif et correspond ainsi au signe anticipé. Ceci est conforme à notre hypothèse H3.1 et confirme donc que le comportement d'exercice anticipé des optionnaires est contingent au degré d'enracinement des stock options dans la dimension culturelle associée à l'activité de l'entreprise.

- **Le niveau hiérarchique :**

La variable «  $SRT$  » est significative. De plus, le signe de son coefficient correspond bien au signe anticipé, ce qui nous permet de valider l'hypothèse H3.4. Ainsi, contrairement à l'étude de Massey (2003a), nos résultats confirment le lien entre le comportement d'exercice des salariés et leur rang hiérarchique.

- **Exposition au risque spécifique de l'entreprise :**

---

<sup>11</sup> Dans la mesure où Bettis *et al.* (2005) utilisent une variable explicative quasi-similaire à celle de notre modèle individuel, le pseudo- $R^2$  obtenu (30% environ), peut être comparé avec leur coefficient  $R^2$ -ajusté de 7%. Bien que cette comparaison ne soit pas d'une pertinence absolue, en partie à cause du fait que l'inférence statistique des MCO dans leur étude peut être biaisée compte tenu de la nature de la variable explicative utilisée, elle montre néanmoins que notre modèle ajuste mieux les décisions individuelles d'exercice anticipé.

Le coefficient de la variable «*PAT*» est significativement positif tel que nous l'avons anticipé (hypothèse H1.2). Ce résultat suggère donc que le besoin de diversification conduit les salariés à lever leurs options par anticipation, ce qui corrobore les conclusions de Hall et Murphy (2000, 2002) et de Lambert *et al.* (1991).

**Tableau-7 : Résultats de l'estimation du modèle individuel**

Ce tableau présente les résultats d'estimation du modèle individuel selon la méthode du maximum de vraisemblance. Le modèle a été estimé à partir d'un échantillon de 52 534 observations. L'estimateur robuste de Huber-white de la matrice de covariance a été utilisé afin de palier le biais d'hétéroscédasticité. *RL* est la durée de vie résiduelle des options exercées rapportée à leur durée de vie initiale ; *SRT* est une variable muette croissante en fonction du niveau hiérarchique du salarié et prend des valeurs entières de 1 à 7 ; *IND* est une variable muette variant sur une échelle de 1 à 4 et décroissante en fonction du degré de proximité culturelle des stock options à l'activité de l'entreprise ; *VST* correspond à la partie écoulee de la période d'acquisition totale des options exercées ; *PAT* est le nombre total d'options attribuées au salarié ; *CASH* correspond à la moyenne du ratio des liquidités sur le total actif de l'entreprise ; *AST* est la moyenne, sur la période des six mois précédant la date de l'exercice des options, du logarithme de la valeur de l'actif comptable de l'entreprise ; *RS* est un proxy du risque spécifique de l'entreprise qui correspond à la proportion de la volatilité du titre non expliquée par le marché et par le secteur d'activité de l'entreprise ; *VOL* représente la volatilité du titre de l'entreprise, mesurée par l'écart-type annualisé des rentabilités hebdomadaires sur les six mois précédant la date d'exercice ; Les variables  $RET^{mn}$  représentent les rentabilités du titre de l'entreprise sur la période des « *m* » mois qui précèdent de « *n* » mois la date de la transaction ; Les variables  $RET^{nw}$  sont les rentabilités du titre de l'entreprise sur la période des « *n* » semaines qui précèdent la date de la transaction ;  $ENC^n$  sont des variables binaires qui prennent la valeur 1 si le cours de l'action pendant le mois de la transaction d'exercice a dépassé son niveau maximal atteint courant la période des « *n* » mois précédant le mois de la transaction ; *UNRET* correspond à l'*Alpha* du titre de l'entreprise.

Variable	Hypothèse	Signe	Coeff.	z-Stat	P-value
Constante		?	1.344 ***	20.743	0.000
SRT	H3.4	-	-0.099 ***	-18.886	0.000
PAT	H1.2	+	1.17 .10 <sup>-6</sup> ***	12.934	0.000
VST		-	-0.348 ***	-64.384	0.000
CASH	H3.3 – H1.4	+	-3.839 ***	-28.032	0.000
AST	H3.2	-	-0.030 ***	-6.750	0.000
RS	H1.3.2	+	1.745 ***	73.748	0.000
VOL	H1.3.2	+	-0.456 ***	-8.848	0.000
RET <sup>12x2</sup>	H2.3.2	-	1.379 ***	38.583	0.000
RET <sup>6x2</sup>	H2.3.2	-	-0.355 ***	-10.549	0.000
RET <sup>6x6</sup>	H2.3.2	-	-0.224 ***	-6.543	0.000
RET <sup>1w</sup>	H2.3.1	+	-0.433 *	-1.658	0.097
RET <sup>4w</sup>	H2.3.1	+	0.499 ***	7.769	0.000
ENC <sup>12</sup>	H2.1	+	0.227 ***	7.641	0.000
ENC <sup>9</sup>	H2.1	+	-0.236 ***	-6.653	0.000
ENC <sup>6</sup>	H2.1	+	0.069 ***	2.612	0.009
ENC <sup>3</sup>	H2.1	+	0.117 ***	6.614	0.000
IND	H3.1	-	-0.242 ***	-40.105	0.000
URET	H2.3.2	-	-50.733 ***	-27.349	0.000
Critère d'info. d'Akaike		557.134	Log vraisemblance		-14 561 524
Déviance stat.		549.580	Déviance		28 717 742
Rapport vraisemblance stat. (RV)		12 720 747	Prob. RV		0.000
Pseudo-R <sup>2</sup> McFadden		0.30	Pearson stat.		503.128

\* p<.1 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\* p<.05 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*\* p<.01 (Probabilité critique bilatérale)

**Tableau-8 : Résultats du test d'erreurs de spécification du modèle individuel**

Ce tableau résume les résultats du test statistique de Ramsey (*RESET* test) portant sur les erreurs potentielles de spécification du modèle individuel. Les variables omises dans le test sont les puissances 2 et 3 de la variable ajustée (i.e. prédiction).

Stat.	Valeur	Degré de liberté	P-value
Rapport vraisemblance	709 217.10 ***	2	0.000
Déviance modèle contraint	28 717 742	52 254	
Déviance modèle non contraint	28 008 525	52 252	
Dispersion	1.000		

\*  $p < .1$  (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*  $p < .05$  (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*\*  $p < .01$  (Probabilité critique bilatérale)

**- Liquidité de l'entreprise :**

La variable «*CASH*» est significative. Cependant, le signe du coefficient est à l'opposé de nos anticipations. Il en résulte donc que l'exercice anticipé est négativement lié au niveau de liquidités de l'entreprise. Ceci est donc contradictoire avec l'hypothèse H3.3 selon laquelle les salariés anticipent l'exercice de leurs options en fonction de leurs anticipations des dividendes formulées au travers des informations sur les liquidités de l'entreprise. Afin de s'assurer que ce résultats n'est pas dû à un potentiel biais de colinéarité avec les variables «*AST*» et «*VOL*», dans la mesure où leurs coefficients de corrélation sont significatifs, nous avons orthogonalisé la variable «*CASH*» par rapport à ces deux dernières variables, puis nous avons réestimé le modèle individuel. Le coefficient de la variable orthogonale reste significativement négatif, ce qui confirme le résultat obtenu au préalable.

**- Taille de l'entreprise :**

A priori, le comportement d'exercice semble être lié à la taille de l'entreprise car le coefficient de la variable «*AST*» ressort comme significatif à un seuil inférieur à 1%. De plus, le signe du coefficient anticipé correspond au signe obtenu, ce qui est en ligne avec l'hypothèse H3.2.

**- Le risque de l'entreprise :**

Le coefficient de la variable «*RS*» est significatif et correspond au signe positif anticipé. Ceci nous permet donc de valider l'hypothèse portant sur le lien négatif entre le risque spécifique de l'entreprise et l'horizon de détention des stock options par les optionnaires (H1.3.2). En revanche, bien qu'il soit significatif, le signe du coefficient de la variable «*VOL*» est à l'opposé du signe anticipé. Ce résultat ne permet pas de valider l'hypothèse H1.3.1. De plus, il est contradictoire avec les résultats de plusieurs études, telles que celles de Huddart et Lang (1996), de Hemmer *et al.* (1996), de Bettis *et al.* (2005) et de Armstrong *et al.* (2006), qui montrent que les dirigeants des entreprises les plus volatiles ont plus tendance à lever leurs options par anticipation. Néanmoins, ce résultat s'avère cohérent avec



les conclusions de Spalt (2008) qui démontre, en s'appuyant sur le cadre descriptif de la théorie des perspectives cumulative (Tversky et Kahneman, 1992), que les entreprises les plus volatiles ont plus d'intérêts à attribuer des stock options à leurs salariés, dans le sens où ces derniers auraient plus tendance à surévaluer leurs options et, par conséquent, à retarder l'exercice, à mesure que la volatilité du sous-jacent augmente.

#### - **L'ancrage :**

Les coefficients des quatre variables « $ENC^n$ » sont significatifs à un seuil inférieur à 1% et de signes conformes à nos prédictions, à l'exception de la variable « $ENC^9$ » qui représente l'ancrage sur une période de 9 mois, dont le coefficient est négatif. La variable « $ENC^{12}$ » aurait à priori un effet plus important sur la durée de détention des options dans la mesure où son coefficient est le plus élevé. Par ailleurs, les tests du rapport de vraisemblance, résumés dans les panels A et B du tableau-9, montrent que les trois variables représentant l'ancrage sur 3 mois, 6 mois et 9 mois ne sont pas redondantes avec la variable « $ENC^{12}$ ». De plus, le test de Wald présenté dans le panel C du tableau-10 prouve que l'effet agrégé des quatre variables est significativement positif avec un seuil inférieur à 1%. Enfin, en ne retenant dans le modèle qu'une seule variable représentative de l'ancrage sur une période de 12 mois, ce facteur conserve un effet significativement positif sur la durée de détention des options (Coeff.= 0.141 ; z-stat.=13.37). Ces éléments nous conduisent alors à conclure que les optionnaires définissent des points d'ancrage par référence au niveau maximum du cours sur une période qui serait vraisemblablement de 12 mois environ, et qu'ils ont tendance à exercer quand le cours atteint un niveau supérieur à ce point (H2.1). Ces résultats sont par ailleurs cohérents avec ceux obtenus par Heath *et al.* (1999).

#### - **Les anticipations :**

Les coefficients des deux variables relatives aux anticipations à court terme sur les périodes de 4 semaines et d'une semaine sont significatifs à des seuils inférieurs à 1% et à 10% respectivement. Cependant, seul le coefficient de la variable « $RET^{4w}$ » est en ligne avec le signe prédit dans l'hypothèse H2.3.1. Les résultats du test du rapport de vraisemblance rapportés dans les panels C et D du tableau-9 ne permettent pas de conclure à une redondance entre les deux variables. De plus, tel que nous pouvons le relever sur le panel A du tableau-10, le test de Wald montre, avec un niveau de confiance supérieur à 99%, que l'effet agrégé des deux variables sur la durée de détention des stock options est nul. Enfin, en réestimant une spécification du modèle n'incluant pas la variable « $RET^{1w}$ », le coefficient de la variable « $RET^{4w}$ » reste stable (Coeff.= 0.451 ; z-stat.=7.539).

D'autre part, les trois variables représentatives des anticipations à long terme sont significatives. Leurs coefficients correspondent bien au signe prédit dans l'hypothèse H2.3.2 à l'exception de la variable correspondant à l'horizon de douze mois ( $RET^{12x2}$ ). La statistique du rapport de vraisemblance rapportée dans le panel C du tableau-9 permet de rejeter, avec un seuil inférieur à 1%,

l'hypothèse nulle de redondance de cette variable. Les résultats du test de Wald du tableau-10 (Panel-B) montrent cependant que l'effet agrégé des trois variables *proxies* des anticipations à long termes est positif avec un seuil inférieur à 1%.

Enfin, en cohérence avec l'hypothèse H2.3.3, mais en contradiction avec les résultats de Bettis *et al.* (2005), le coefficient de la variable relative à la performance non liée au marché est significativement négatif. En résumé, ces différents résultats confirment globalement que la manière dont les salariés réagissent aux tendances influence la formulation de leurs anticipations et donc leur comportement d'exercice.

**Tableau-9 : Analyse de la redondance des variables**

Ce tableau résume les résultats du test du rapport de vraisemblance permettant d'identifier les variables redondantes. Le panel-A et le panel-B affichent les résultats du test de redondance de l'ensemble des variables représentant l'ancrage "ENC<sup>m</sup>". Le panel-C et le panel-D donnent les résultats du test pour les variables "RET<sup>m,2</sup>" et "RET<sup>m,w</sup>" représentant les anticipations.

Stat.	Valeur	Degré de liberté	P-value
<b>Panel-A: Variables redondantes "ENC<sup>9</sup>" ; "ENC<sup>6</sup>" ; "ENC<sup>3</sup>"</b>			
Rapport vraisemblance stat.	49 837.89 ***	3	0.000
Déviance modèle contraint	28 767 580	52 258	
Déviance modèle non contraint	28 717 742	52 255	
Dispersion	1.000		
<b>Panel-B: Variable redondante "ENC<sup>9</sup>"</b>			
Rapport vraisemblance stat.	20752.14 ***	1	0.000
Déviance modèle contraint	28 738 494	52 256	
Déviance modèle non contraint	28 717 742	52 255	
Dispersion	1.000		
<b>Panel-C: Variables redondantes "RET<sup>12X2</sup>" ; "RET<sup>1W</sup>"</b>			
Rapport vraisemblance stat.	272.56 ***	2	0.000
Déviance modèle contraint	29 406 123	52 256	
Déviance modèle non contraint	28 717 742	52 254	
Dispersion	1.000		
<b>Panel-D: Variable redondante "RET<sup>1W</sup>"</b>			
Rapport vraisemblance stat.	1 047.85 ***	1	0.000
Déviance modèle contraint	28 718 789	52 255	
Déviance modèle non contraint	28 717 742	52 254	
Dispersion	1.000		

\* p<.1 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\* p<.05 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*\* p<.01 (Probabilité critique bilatérale)

**Tableau-10 : Analyse des interactions des variables**

Ce tableau résume les résultats du test de Wald permettant de vérifier certaines restrictions sur des variables explicatives. Les résultats présentés dans les panels A et B concernent les tests des hypothèses selon lesquelles les effets agrégés des variables représentant, respectivement, les anticipations à court terme et à long terme sont nuls. Le panel C présente les résultats du test de l'hypothèse que l'agrégation des variables de l'ancrage est sans effet sur le comportement d'exercice.

Stat.	Valeur	Degré de liberté	P-value
<b>Panel-A: hypothèse nulle <math>\beta_{12}+\beta_{13}=0</math></b>			
t-stat.	0.272	52 254	0.786
F-stat.	0.074	(1, 52 254)	0.786
Chi-2	0.074	1	0.786
<b>Panel-B: hypothèse nulle <math>\beta_9+\beta_{10}+\beta_{11}=0</math></b>			
t-stat.	19.669 ***	52 254	0.000
F-stat.	386.859 ***	(1, 52 254)	0.000
Chi-2	386.859 ***	1	0.000
<b>Panel-C: hypothèse nulle <math>\beta_{14}+\beta_{15}+\beta_{16}+\beta_{17}=0</math></b>			
t-stat.	15.588 ***	52 254	0.000
F-stat.	242.986 ***	(1, 52 254)	0.000
Chi-2	242.986 ***	1	0.000

\* p<.1 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\* p<.05 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*\* p<.01 (Probabilité critique bilatérale)

**En conclusion, les résultats que nous venons d'exposer montrent que le comportement individuel d'exercice des stock options attribuées par les entreprises de notre échantillon dépend d'un mix de facteurs rationnels, de facteurs comportementaux et de facteurs contextuels caractérisant l'environnement de prise de décision.**

### 3.3.3. Résultats de l'analyse du comportement de masse

Nous avons tout d'abord estimé la spécification initiale du modèle donnée par l'équation 3.1 (i.e. intégrant toutes les variables explicatives) en contrôlant pour les effets fixes individuels et temporels, et en utilisant l'estimateur robuste de White de la matrice de variance-covariance. Comme nous pouvons le constater au travers des résultats résumés dans la colonne A du tableau-11, cette spécification du modèle est significative à un seuil inférieur à 1% et explique 50% de la variance. Ce résultat montre que la prise en considération des effets temporels, d'une part, et des effets individuels agrégés au niveau de chaque entreprise d'autre part, confère un pouvoir explicatif du comportement d'exercice plus important que celui du modèle individuel. De plus, les deux statistiques du test de redondance, figurant sur les deux dernières lignes du tableau-11, permettent de rejeter l'hypothèse de redondance des effets fixes individuels et temporels avec un risque d'erreur inférieur à 1%. De surcroît, le test de Hausman permet de conclure à l'existence d'une corrélation entre les variables explicatives et les effets individuels aléatoires. Ce résultat conforte ainsi le choix d'une spécification avec des effets fixes dans la mesure où il conduit à conclure que l'estimateur *Within* du modèle à effets fixes individuels est convergent.

Il est à noter qu'étant donné la structure des données, l'autocorrélation des résidus peut introduire un biais pouvant potentiellement affecter l'inférence statistique. Notons ainsi que la statistique de *Durbin-*

*Watson* ne permet pas de conclure à l'existence d'une autocorrélation de premier ordre très significative. En outre, le coefficient du modèle autorégressif de premier ordre des résidus ressort à un niveau modéré de 14.10%, suggérant ainsi que la présence d'un biais d'autocorrélation de premier ordre est peu vraisemblable. Nous ne sommes pas conscients d'autres sources d'autocorrélation d'ordre supérieur susceptibles de biaiser l'inférence statistique.

Par ailleurs, les résultats présentés dans la colonne A du tableau-11 montrent tout d'abord que les coefficients des variables «*VST*» et «*VSTP*», contrôlant respectivement pour la période d'acquisition et pour le nombre d'options en cours d'acquisition, sont significatifs à des seuils de 5% et de 1% respectivement, et correspondent aux signes anticipés. D'autre part, ces résultats conduisent plus particulièrement aux conclusions suivantes:

- **Liquidité de l'entreprise :**

En cohérence avec le résultat de l'analyse individuelle, le coefficient de la variable «*CASH*» est significatif à un seuil inférieur à 1%, mais de signe opposé à nos anticipations formulées à partir des hypothèses H3.3 et H1.4. Il en résulte donc que l'exercice anticipé est négativement lié au niveau de liquidités de l'entreprise, ce qui conforte le rejet des hypothèses H3.3 et H1.4 selon lesquelles les salariés anticipent l'exercice de leurs options en fonction de leurs anticipations des dividendes formulées au travers des informations sur les liquidités de l'entreprise.

- **Taille de l'entreprise :**

En contradiction avec le résultat du modèle individuel, le coefficient de la variable «*AST*» n'est pas significatif (H3.2). En effet, cette divergence peut être attribuée à la prise en considération des effets fixes individuels qui pourraient potentiellement intégrer l'effet taille des entreprises, ce qui ferait donc de la variable «*AST*» une variable redondante. D'ailleurs le test du rapport de vraisemblance conduit à accepter l'hypothèse nulle de redondance (Rapport de vraisemblance stat.= 1.187, *p-value*=0.276).

- **Le risque de l'entreprise :**

Le coefficient de la variable «*RS*» correspond bien au signe anticipé (H1.3.2), mais reste néanmoins non significatif, contrairement au résultat du modèle individuel. Ceci peut être attribué à la prise en compte des effets fixes individuels et temporels qui peuvent intégrer ce facteur. En négligeant les effets fixes, le coefficient de cette variable ressort comme significativement positif à 0.004 avec un seuil de 5%.

- **L'ancrage :**

Le coefficient de la variable «*ENC<sup>12</sup>*» est significativement positif à un seuil inférieur à 1%. Ce résultat est en ligne avec celui du modèle individuel. Ainsi, nos résultats corroborent les conclusions

de Heath *et al.* (1999) et permettent alors de valider l'hypothèse H2.1. Ils sont cohérents par ailleurs avec les conclusions de Benartzi et Thaler (1995) selon lesquelles les individus ont tendance à gérer la performance de leurs portefeuilles d'investissement sur un horizon de 11 mois environ.

- **Comptabilité Mentale :**

La variable « *MA* » est significative à un seuil inférieur à 1%. Son coefficient est de signe positif et correspond donc à celui prédit par l'hypothèse H2.2. Ce résultat confirme donc que les levées d'options s'intensifient davantage lorsque celles-ci sont de moins en moins attractives pour le salarié. Ceci suggère que le facteur psychologique que constitue le biais de Comptabilité Mentale influence le comportement d'exercice des salariés.

- **Coût d'opportunité dû à l'exercice anticipé :**

Tel que prédit dans l'hypothèse H1.1, le coefficient de la variable « *VT* » est significativement positif confirmant ainsi que les décisions d'exercice tiennent compte du coût d'opportunité dû à la valeur temps concédée. Ce résultat est en ligne avec les conclusions de plusieurs études empiriques ayant analysé ce déterminant du comportement d'exercice (Huddart et Lang, 1996 ; Heath *et al.*, 1999 ; Bettis *et al.*, 2005).

- **Les anticipations :**

Le coefficient de la variable «  $RET^{6X2}$  » représentative des anticipations à long terme (H2.3.2) correspond bien au signe anticipé, mais ressort néanmoins comme non significatif. Le fait de substituer cette variable par les autres spécifications des anticipations à long termes concourantes utilisées dans l'analyse individuelle ne donne pas des résultats probants non plus. En revanche, la variable «  $RET^{lw}$  » proxy des anticipations à court terme (H2.3.1) ressort comme significativement positive, contrairement à l'alternative «  $RET^{lw}$  » qui elle s'avère redondante. En effet, le fait d'exclure cette variable du modèle n'a aucun incident sur les résultats obtenus comme peut le montrer les résultats affichés dans la colonne B du tableau 11.

D'autre part, contrairement au résultat obtenu dans le modèle individuel, le coefficient de la variable « *URET* » est non significatif bien que de signe correspondant au signe anticipé dans l'hypothèse H2.3.3.

**Tableau-11 : Résultats de l'estimation du modèle agrégé**

Ce tableau présente les résultats des régressions de panel basées sur l'estimateur "Within". Les modèles ont été estimés à partir d'un échantillon de données de panel non cylindré, comportant des observations mensuelles sur la période de novembre 1990 à février 2007 pour 12 entreprises, soit 1 013 observations au total par item étudié. L'estimateur robuste de white de la matrice de covariance a été utilisé afin de palier un potentiel biais d'hétéroscédasticité. Les variables étudiées sont décrites dans la section 3.2.2.1.

Variable	Hypothèse	Signe	Coefficients		
			(A)	(B)	(C)
C		?	-0.015 (-1.122)	-0.014 (-1.005)	-0.017 *** (-3.348)
VST		-	-0.001 ** (-2.004)	-0.002 ** (-2.120)	0.002 *** (4.127)
VSTP		+	0.205 *** (2.835)	0.204 *** (-2.834)	0.282 *** (4.156)
CASH	H3.3-H1.4	+	-0.083 *** (-4.103)	-0.084 *** (-4.187)	-0.041 ** (-2.343)
AST	H3.2	-	0.002 (1.248)	0.002 (1.123)	0.002 *** (3.707)
RS	H1.3.2	+	0.003 (0.625)	0.003 (0.651)	0.004 ** (2.466)
RET <sup>6X2</sup>	H2.3.2	-	-0.001 (-0.252)	-0.001 (-0.462)	-0.001 (-0.351)
RET <sup>1W</sup>	H2.3.1	+	0.063 ** (2.344)	0.058 ** (2.545)	0.043 ** (2.437)
RET <sup>4W</sup>	H2.3.1	+	-0.003 (-0.424)		
ENC <sup>12</sup>	H2.1	+	0.005 *** (3.401)	0.004 *** (3.348)	0.005 *** (3.878)
URET	H2.3.3	-	-0.040 (-0.244)	-0.052 (-0.336)	0.112 (0.803)
MA	H2.2	+	0.026 *** (3.761)	0.026 *** (3.692)	0.024 *** (4.435)
VT	H1.1	+	0.011 *** (2.715)	0.011 *** (2.729)	0.000 (-0.143)
<b>Effets fixes</b>					
Temporels			Oui	Oui	Non
Individuels			Oui	Oui	Non
<b>Effets Aléatoires</b>					
Temporels			Non	Non	Oui
Individuels			Non	Non	Oui
<b>R<sup>2</sup> Ajusté</b>			0.50	0.50	0.41
<b>F-stat.</b>			5.606 ***	5.635 ***	65.383 ***
<b>Hausman <math>\chi^2</math> stat.</b>					168.681 ***
<b>Durbin-Watson stat.</b>			1.714	1.709	1.514
<b>Redondance des effets fixes</b>					
F-stat.			1.826 ***	1.831 ***	
$\chi^2$ stat.			390.854 ***	391.376 ***	

\* p<.1 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\* p<.05 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*\* p<.01 (Probabilité critique bilatérale).

Par ailleurs, nous avons dressé une classification des entreprises en fonction de leurs effets fixes individuels sur les décisions d'exercice de leurs employés. Nous pouvons donc identifier trois catégories d'entreprise à partir des résultats exposés dans le tableau-12. La première catégorie représente les entreprises qui sont sans effets propres significatifs sur les décisions d'exercice. Elle comporte une seule entreprise, à savoir l'entreprise E2. La deuxième catégorie est celle des entreprises avec des effets positifs, intensificateur des décisions d'exercice. Ces entreprises, au nombre de 5, pourraient alors présenter des risques spécifiques perceptibles par les employés. Elles pourraient également être caractérisées par d'autres facteurs de nature à accélérer les décisions d'exercice, tels que celui du rapport culturel des employés au stock options, au sens de la proximité culturelle testée précédemment dans le cadre de l'analyse individuelle. La dernière catégorie représente les entreprises qui dénotent d'effets négatifs ralentissant les décisions d'exercice. Cette catégorie comportent six entreprises, soit la moitié des entreprises de notre échantillon.

**Tableau-12 : Résultats de l'estimation des effets fixes individuels**

Ce tableau présente les résultats d'estimation des coefficients des indicatrices représentant les effets fixes individuels dans la régression de panel décrite par les formules (3.1) à (3.3). Le modèle a été estimé à partir d'un échantillon de données de panel non cylindré, comportant des observations mensuelles sur la période de novembre 1990 à février 2007 pour 12 entreprises, soit 1 013 observations au total par item étudié. L'estimateur robuste de white de la matrice de covariance a été utilisé afin de palier un potentiel biais d'hétéroscédasticité. Les variables étudiées sont décrites dans la section 3.2.2.1.

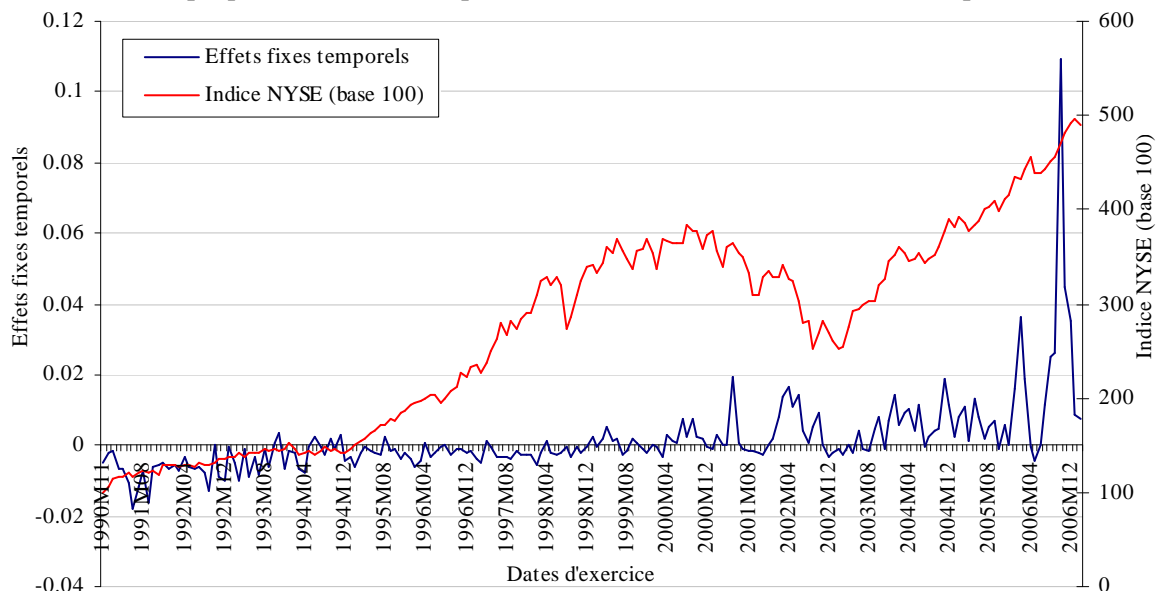
Entreprise	Secteur	Effets Fixes	t-stat.	p-value
E1	Finance	-0.004 ***	-2.696	0.00
E2	Electronique	-0.002	-1.222	0.11
E3	Biens de consommation	-0.004 ***	-2.713	0.00
E4	Assurance	-0.005 ***	-2.805	0.00
E5	Industrie	-0.009 ***	-6.760	0.00
E6	Distribution de gaz	0.007 ***	4.212	0.00
E7	Biens de consommation	0.012 ***	13.356	0.00
E8	Aérospatial -défense	-0.005 ***	-2.997	0.00
E9	Electronique	0.004 **	2.094	0.02
E10	Distribution	0.004 ***	5.088	0.00
E11	Jeux de hasard	-0.004 **	-1.986	0.02
E12	Industrie	0.005 ***	5.804	0.00

\* p<.1 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\* p<.05 (Probabilité critique bilatérale) ; \*\*\* p<.01 (Probabilité critique bilatérale)

Enfin, le graphique-1 trace l'évolution des effets temporels sur les décisions d'exercice parallèlement à l'évolution du marché actions américains représenté par l'indice NYSE. Nous noterons alors des effets fixes positifs significatifs sur la période 2004-2007. Cette période a été caractérisée par des marchés financiers très haussiers, et surtout plus liquides, d'où l'effet accélérateur des décisions d'exercice

anticipées. En revanche, les faibles effets négatifs constatés sur la période 1991-1992 peuvent être attribués à la stagnation des marchés pendant cette période et à leur manque de profondeur qui s'est reflétée dans le cours des actions.

**Graphique-1: Effets fixes temporels sur les décisions d'exercice des stock options**



**En résumé, l'analyse montre l'hétérogénéité du comportement d'exercice dans le temps ainsi qu'au niveau des entreprises. En tenant compte de cette hétérogénéité, au travers de la prise en compte des effets fixes individuels et temporels, nous avons montré que le comportement d'exercice, représenté sur une échelle collective plutôt qu'individuelle, est déterminé par un mix de facteurs psychologiques et économiques, ce qui est cohérent avec les résultats de l'analyse du comportement individuel.**

## 4. Conclusion

Nous avons tenté au travers de ce travail de recherche d'apporter une contribution à la littérature traitant de la problématique du comportement des salariés quant à l'exercice de leurs stock options. Cette contribution consiste principalement en deux éléments. D'une part, la mise en exergue de l'hétérogénéité de ce comportement, aussi bien sur la dimension temporelle qu'à l'échelle des entreprises. D'autre part, l'identification de nouveaux déterminants comportementaux, tels que le biais psychologique de Comptabilité Mentale, ou encore le facteur lié à l'enracinement des stock options dans la culture des salariés issue de l'activité de l'entreprise.

En cohérence avec les résultats des études précédentes, ceux issus de notre étude montrent que, de manière générale, les salariés exercent par anticipation leurs options, acquises dans le cadre d'un plan donné, en plusieurs transactions étalées dans le temps. Ils sacrifient ainsi une partie substantielle de leur



valeur économique (environ 32% de la valeur BSM). De surcroît, nos résultats montrent que le comportement décisionnel des salariés lié à l'exercice de leur options traduit une forme de rationalité contingente de ces derniers, dans la mesure où il dépend à la fois de facteurs rationnels et de facteurs psychologiques.

Il en ressort tout d'abord que les levées d'options sont plus fréquentes dès lors que le cours de l'action sous-jacente dépasse son niveau maximum atteint sur la période des 12 mois précédents. Ceci nous a conduits à conclure que les optionnaires ont tendance à fixer des points d'ancrage en se référant au cours maximum sur une période d'une année environ. Ainsi, nos résultats viennent corroborer les conclusions de Heath *et al.* (1999). Ils sont également cohérents avec le constat de Benartzi et Thaler (1995) selon lequel les individus ont tendance à gérer la performance de leurs portefeuilles sur un horizon d'environ 11 mois. D'autre part, nous avons constaté que les levées d'options s'intensifient davantage lorsque celles-ci sont plus fréquemment « sous l'eau » (i.e. deviennent de moins en moins attractives pour l'employé). Ceci laisse à suggérer que le comportement d'exercice des optionnaires dénote d'une forme de myopie inhérente au biais de Comptabilité Mentale. Nos résultats montrent également que la manière dont les optionnaires formulent leurs anticipations, telle que traduite dans leur comportement d'exercice, est conforme aux observations formulées dans les études de psychologie cognitive (Kahneman et Tversky, 1971, 1973) et en finance comportementale (Andreassen, 1987, 1998). En effet, nous avons remarqué que les levées d'options dans notre échantillon sont positivement corrélées aux tendances à court terme du cours de l'action sous-jacente. En revanche, Elles sont négativement corrélées aux tendances à long terme. Ces constats sont cohérents avec les résultats de plusieurs études dans la littérature (Huddart et Lang, 1996 ; Heath *et al.*, 1999 ; Sautner et Weber, 2005) et nous mènent à conclure que les optionnaires sont influencés par les évolutions du cours passées et qu'ils anticipent un retournement de la tendance à court terme et une persistance de la tendance à long terme.

Par ailleurs, nos résultats suggèrent que les optionnaires prennent en considération le coût d'opportunité consécutif à l'exercice anticipé de leurs options. Ceci confirme donc que leur comportement d'exercice demeure dicté par une rationalité, bien qu'imparfaite. Cette rationalité limitée est relevée également dans les préférences de risque des salariés, reflétées par la dépendance existant entre leur comportement d'exercice et des facteurs relatifs au risque spécifique de l'entreprise. En effet, nous avons constaté que l'horizon de détention des stock options est négativement corrélé au risque spécifique de l'entreprise - pour lequel nous avons proposé un nouveau *proxy* - ainsi qu'au niveau d'exposition de la richesse du salarié à ce risque. Ce résultat confirme alors que l'exercice anticipé est également motivé par un besoin du salarié de diversifier ses risques. En outre, en contradiction avec les résultats de plusieurs études montrant que les dirigeants des entreprises les plus volatiles ont plus tendance à lever leurs options par anticipation (Huddart et Lang, 1996; Hemmer *et al.*, 1996; Bettis *et al.*, 2005; Armstrong *et al.*, 2006), la durée de détention des options dans notre échantillon est positivement liée à la volatilité de leurs sous-jacents. Néanmoins, ce résultat s'avère cohérent avec les conclusions de

Spalt (2008) qui démontre, en s'appuyant sur le cadre descriptif de la théorie des perspectives cumulative (Tversky et Kahneman, 1992), que les employés auraient tendance à surévaluer leurs stock options et, par conséquent, à retarder l'exercice, à mesure que la volatilité du sous-jacent augmente. Ce qui l'amène à conclure que les entreprises les plus volatiles ont plus d'intérêts à attribuer des stock options à leurs salariés et de ne pas se limiter à la catégorie des dirigeants.

D'autre part, le comportement d'exercice des salariés dans notre échantillon semble dépendre également de facteurs liés au contexte et à l'environnement dans lesquels le salarié gère ces stock options. Ainsi, nos résultats montrent que les employés de niveaux hiérarchiques élevés ont un horizon de détention de stock options plus long que les salariés des niveaux inférieurs. De même, les salariés des entreprises de grandes tailles ont tendance à se défaire de leurs stock options moins vite que les salariés des entreprises de plus petites tailles. De plus, le comportement d'exercice des optionnaires semble être contingent au degré d'enracinement des stock options dans la dimension culturelle associée à l'activité de l'entreprise.

Au final, nous tenons à souligner certaines limites de cette étude empirique et à ouvrir quelques perspectives de recherches potentielles. Tout d'abord, les limites concernant la cohérence externe de cette étude sont dues à un biais de contingence au contexte nord-américain, dans la mesure où 98% des données utilisées environ portent sur des salariés basés aux Etats Unis. En ce qui concerne les aspects de cohérence interne, notre approche méthodologique ne considère pas les formes de corrélations des résidus, autres que linéaire, qui peuvent affecter l'inférence statistique. Enfin, cette étude ouvre quelques perspectives de recherche en relation avec la vaste problématique de l'exercice et de l'évaluation des stock options. La première porte sur la modélisation de la valeur des stock options du point de vue de l'employé (i.e. la valeur subjective), en se référant au cadre descriptif de la théorie des perspectives qui, contrairement au cadre normatif, intègre par définition certains facteurs psychologiques (Spalt, 2008). Elle ouvre alors sur deux autres problématiques connexes. L'une concerne l'analyse des effets incitatifs des stock options sous le cadre descriptif. L'autre porte sur la représentation, sous le même cadre, de la politique d'exercice optimal, ce qui pourrait potentiellement conduire à de meilleures estimations de la juste valeur des stock options.

## Bibliographie

- Andreassen P.(1987), On the Social Psychology of the Stock Market: Aggregate Attributional Effects and the Regressiveness of Prediction, *Journal of Personality and Social Psychology*, n°53, pp.490-496.
- Andreassen P.(1988), Explaining the Price-Volume Relationship: The Difference between Price Changes and Changing Prices, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, n°31, pp.371-389.
- Anderson J.R. (1974), Verbatim and Propositional Representation of Sentences in Immediate and Long-Term Memory, *Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior*, n°13, pp.149-162.

Andr  P., Boyer M. et Gagn  R. (2002), Do CEOs exercise their Stock-Options earlier than other Executives? *S ries Scientifiques*, CERANO.

Armstrong C., Jagolinzer A. et Larcker D. (2006), Timing of employee stock option exercises and the valuation of stock option expense, *Working Paper*, Stanford University.

Barber B. et Odean T.(2001), Boys will be boys : gender, overconfidence and common stock investment, *Quarterly Journal of Economics*, n 111, pp261-292.

Barberis N. et Thaler R.(2003), A survey of behavioral finance, in G.Constantinides, M. Harris, and R. Stulz (editors) *Handbook of the Economics of Finance*, North-Holland, Amsterdam.

Bettis J. et al (2005), Exercise behavior, valuation and the incentive effects of employee stock options, *Journal of Financial Economics*, n 76, pp.445-470.

Benartzi S. et Thaler R.(1995), Myopic Loss-Aversion and the Equity Premium Puzzle, *Quarterly Journal of Economics*, n 110, pp.75-92.

Benartzi S. et Thaler R.(1999), Risk-Aversion or Myopia? Choices in Repeated Gambles and Retirement Investments, *Management Science*, n 45, pp.364-381.

Black, F. et Myron S. (1973), The pricing of options and corporate liabilities, *Journal of Political Economy*, n 81, pp.637-659.

Carpenter J. (1998), The exercise and valuation of Executive stock options, *Journal of Financial Economics*, n 48, pp.127-158.

Carpenter J., Stanton R. et Wallace N. (2006), Optimal exercise of Executive stock options and Implications for valuation, *Working Paper*, New York University.

Core J.E. et Guay W. (2001), Stock option plans for non-executive employees, *Journal of Financial Economics*, n 61, pp.253-287.

Gneezy U., Updating the Reference Level: Experimental Evidence, in Zwick R. et Rapoport A.(2005), *Experimental Business Research*, Vol3, Springer.

Hall B. et Murphy K. (2000), Optimal Exercise prices for executive stock options, *American Economic Review*, n 90, pp.209-214.

Hall B. et Murphy K. (2002), Stock options for undiversified executives, *Journal of Accounting and Economics*, n 33, pp.3-42.

Heath C., Huddart S. et Lang M. (1999), Psychological factors and stock option exercise, *Quarterly Journal of Economics*, n 114, pp.601-628.

Hirshleifer D. (2001), Investor psychology and asset pricing, *Journal of Finance*, n  56, pp.1533-1597.

Hemmer S., Matsunaga S. et Shevlin T. (1996), The influence of risk diversification on the early exercise of employee stock options by executive officers, *Journal of Accounting and Economics*, n 21, pp.45-68.

Henderson V.(2006), Executive exercise explained: Patterns for stock options, *Working paper*, Princeton University.

Huddart S. (1994), Employee Stock Options, *Journal of Accounting and Economics*, n 18, pp.207-213.

Huddart S. et Lang M. (1996), Employee stock option exercises: an empirical analysis, *Journal of Accounting and Economics*, n 21, pp.5-43.

Kahneman, D. et Tversky A.(1971), Belief in the Law of Small Numbers, *Psychological Bulletin*, n 2, pp.105-110.

Kahneman, D. et Tversky A.(1973), On the Psychology of Prediction, *Psychological Review*, n 80, pp.237-251.

- Kahneman, D. and Tversky A. (1974), Judgment under uncertainty: heuristics and biases, *Science*, n°185, pp.1124-1131.
- Kahneman D. et Tversky A. (1979), Prospect theory : An analysis of decision under risk, *Econometrica*, n°47, pp.263-291.
- Kahneman D. et Tversky A. (1984), Choice, Values and Frames, *American Psychologist*, pp.341-350.
- Kahneman D. et Tversky A. (1986), Rational choice and the framing of decisions, *Journal of Business*, n°59, pp.251-278.
- Kahneman D. et Lovallo D., (1993), Timid choices and hold forecasts: a cognitive perspective on risk taking, *Management Science*, n°39, pp.17-31.
- Klein D. et Maug E. (2008), How do executives exercise stock options?, *Working Paper*, University of Mannheim.
- Lambert R., Larcker D. et Verrecchia R. (1991), Portfolio considerations in valuing Executive Compensation, *Journal of Accounting Research*, n°29, pp.129-149.
- Marcus A. et Kulatilaka N. (1994), Valuing Employee Stock Options, *Financial Analysts Journal*, n°50, pp.46-56.
- Massey C. (2003a), When and why employees exercise stock options, *Working paper*, Duke University.
- Merton C. (1973), Theory of rational option pricing, *Bell Journal of Economics and Management Science*, n°4, pp.141-183.
- Misra L. et Shi Y. (2005), Option exercise by CEOs: overconfidence VS market timing, *Working Paper*, Texas University.
- Ofek E. et Yermack D. (2000), Taking stock: Equity based compensation and the evolution of managerial ownership, *Journal of Finance*, n°55, pp. 1367-1384.
- Pratt J. et Zeckhauser R. (1987), Proper Risk Aversion, *Econometrica*, Janvier , pp.122-136.
- Sautner Z. et Weber M. (2005), Stock options and Employee Behavior, *Working paper*, Mannheim university.
- Shefrin H. et Statman M. (1985), The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence, *Journal of Finance*, n°40, pp.777-790.
- Splat O.G. (2008), Probability Weighting and Employee Stock Options, *Working paper*, University of Texas at Austin.
- Thaler R.(1985), Mental Accounting and consumer choice, *Marketing Science*, n°4, pp.199-214.

## Annexe-1 : Méthodologie de décomposition du risque d'une action

Nous considérons que la performance d'une action est expliquée par trois familles de facteurs : des facteurs liés au marché, des facteurs liés au secteur d'activité et des facteurs spécifiques à l'entreprise. La rentabilité de l'action  $R_t$  peut donc être modélisée linéairement en fonction de la rentabilité de l'indice de marché  $R_t^m$  et de celle l'indice du secteur d'activité :

$$R_t^s = b_0 + b_1 R_t^m + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\overline{R_t^s} = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_t = a_0 + a_1 R_t^m + a_2 \overline{R_t^s} + \varepsilon_t' \quad (3)$$

$\overline{R}_t^s$  : rentabilité de l'indice sectoriel orthogonalisée sur celle du marché selon l'équation (1).

-  $\varepsilon_t$  : résidus représentant les facteurs spécifiques

L'équation (3) nous permet d'obtenir la décomposition du risque de l'action en fonction des trois facteurs de risque comme suit:

$$\sigma_t^2 = \left(a_1 \sigma_t^m\right)^2 + \left(a_2 \sigma_t^s\right)^2 + \left(\sigma_t^{\varepsilon}\right)^2 \quad (4)$$

Finalement, la proportion du risque spécifique de l'action est obtenue à partir de l'équation (4) :

$$RS_t = \left(\frac{\sigma_t^{\varepsilon}}{\sigma_t}\right)^2 \quad (5)$$

## Annexe-2 : Test paramétrique de l'étalement de l'exercice des options acquises

$$\begin{cases} H_0 : m = 1 \\ H_1 : m > 1 \end{cases} ; \quad \overline{m} > q_\alpha = 1 + \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{N}} z_\alpha \Rightarrow H_0 \text{ rejetée avec un seuil } \alpha$$

$m$  : L'espérance du nombre de transactions d'exercice portant sur une tranche de Vesting d'un plan ;

$$\overline{m} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^l k_{ij}}{N} : \text{Estimateur sans biais de } m ;$$

$n$  : Nombre de salariés ;

$l$  : Nombre total des tranches de Vesting composant les plans attribués ;

$$N = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^l \Pi_{\{i \in P_j\}} : \text{Taille de l'échantillon};$$

$\Pi_{\{i \in P_j\}}$  : Fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si le salarié  $i$  bénéficie du plan de stock option comportant la tranche de Vesting  $j$ , elle prend la valeur 0 dans le cas contraire ;

$k_{ij}$  : Nombre de transactions d'exercice effectuées par le salarié  $i$  et portant sur les options de la tranche de Vesting  $j$  ;